

Análisis en datos panel de la relación entre tasa de interés e inflación: evidencia del *efecto Fisher* para diez diferentes países

Andrea Salas Ortiz y Rodrigo Gómez Monge

Facultad de Economía "Vasco de Quiroga", UMSNH.

Resumen

El presente artículo analiza el efecto Fisher usando un panel anual de datos para el periodo que va de 1998 a 2012 para los siguientes países: Alemania, Canadá, Estados Unidos de América, Francia, Reino Unido, China, Chile, Indonesia, México y Rusia. A pesar de que algunos autores sí encuentran evidencia favorable para un contraste del efecto Fisher mediante el uso de panel, nuestro trabajo apunta a que estadísticamente son inválidos los resultados utilizando esta técnica. No obstante, mediante regresiones individuales el mismo problema se presenta para los países desarrollados, no siendo el caso de los países en vías de desarrollo en los que se encuentra que la pendiente estimada de la inflación es significativamente válida.

Palabras clave: efecto Fisher, cointegración con datos panel.

Abstract

This paper analyzes the Fisher effect using a panel of annual data from 1998 to 2012 for the next ten countries: Germany, Canada, United States of America, France, Uni-

ted Kingdom, China, Chile, Indonesia, Mexico and Russia. Despite some authors do find strong favorable evidence for the fisher effect through the use of panel data, our study reveals that the results using panel data are statistically invalid. However, through individual regressions the same problem is observed for the major economies; nevertheless, for developing countries the estimated slope coefficient on inflation is found to be significantly valid.

Key words: Fisher effect, panel data cointegration.

Introducción

El efecto Fisher implica que a largo plazo la tasa de interés e inflación deben integrarse mediante una pendiente con valor unitario; lo cual significa que la tasa de interés real es estacionaria y por ello no afectada por los choques permanentes de la inflación. Sin embargo, una amplia revisión de la literatura del tema, sugiere que esta hipótesis es muchas veces refutable, Koustas y Serletis (1999) no encuentran cointegración entre la variable tasa nominal de interés e inflación; o cuando existe cointegración, la pendiente estimada es significativamente menor a la unidad, como concluyen Atkins y Chan (2004) y Bajo y Esteve (1996), Rico (2001), entre otros, o mayor a ésta (Crowder and Hoffman: 1996).

Westerlund (2008) señala una explicación acerca de por qué ocurre el rechazo de la hipótesis de Fisher; dicho autor asevera que cuando se utilizan series temporales para el análisis se suele reemplazar la inflación esperada con la inflación real y eso genera que el error de predicción de la tasa de inflación pueda ser altamente persistente. También menciona que algunos estudios emplean un conjunto pequeño de datos, normalmente no mayor a 50 observaciones para un solo país, sin embargo, el análisis no es tan rico, como en el caso de tomar en cuenta información tanto de series de tiempo como de sección cruzada. Dichos antecedentes logran justificar el uso en este trabajo de datos panel.

No obstante lo anterior, Badillo *et al* (2011) ponen de manifiesto que, cuando se emplean pruebas de cointegración para datos de panel, no se rechaza la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre la tasa de inflación y el tipo de interés nominal, pero dicha relación no es del tipo uno a uno; estos autores concluyen un *efecto Darby*.

Nuestro trabajo, por su parte, sugiere que, a pesar de las ventajas que conlleva el análisis de la hipótesis de Fisher a través de datos panel, se encuentra suficiente evidencia que nos permite afirmar que los resultados de dichas regresiones son descartables en la medida en que no cumplen con los supuestos básicos que impone el método de mínimos cuadrados ordinarios.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente forma. En el primer apartado se exhibe el marco teórico relativo a la hipótesis de Fisher; el posterior punto expone la selección de la muestra y los datos utilizados; la sección III contrasta la existencia de raíces unitarias para los diversos países que conforman el análisis y los apartados IV y V muestran los resultados empíricos alcanzados y las conclusiones, respectivamente.

I. Marco teórico

Irving Fisher ha contribuido en gran medida al desarrollo de la teoría económica. La hipótesis de éste, también conocida como Efecto Fisher, establece que un cambio en la inflación esperada implica un cambio proporcional en la tasa de interés nominal y que la tasa de interés real es constante en el largo plazo. Como el comportamiento de la tasa de interés real afecta la dinámica de los precios de las acciones, el ahorro y las inversiones, es importante para los economistas entender la relación entre la tasa de interés nominal y real.

Cabe mencionar que no existe un consenso general entre los diversos investigadores sobre la hipótesis de Fisher a pesar de los múltiples estudios que se han hecho al respecto. Fue Fisher en 1930 quien realizó por primera vez dicha contrastación; aseveró que la tasa de interés nominal debe ajustarse íntegramente a los movimientos en la tasa de inflación esperada, la modelización de Fisher de las expectativas inflacionarias se basó en una estructura de rezagos distribuidos con ponderaciones decrecientes (Liquitaya y Lizarazu: 2004). Fisher utilizó para su análisis datos anuales que van de 1890 a 1927 para el caso de Estados Unidos de América y de 1820 a 1924 para el Reino Unido. Los resultados revelan que los rezagos de ajuste de muchos periodos no encuentran una respuesta proporcional entre la tasa nominal de interés; este resultado obtenido indicaba que los agentes tienen dificultades para predecir la tasa de inflación. Lo anterior señalaba por un lado que, efectivamente, la tasa de interés y la inflación tienen una relación directa con algún grado de distribución en el tiempo, pero por otro apuntaba hacia el incumplimiento de la hipótesis planteada por Fisher, una transmisión imperfecta debido a que el efecto esperado resultó ser menor de lo que la hipótesis de éste predecía.

En 1975 *Fama* publica un estudio que despierta curiosidad, ya que concluye que el efecto Fisher se cumple en su versión más estricta. Es a partir de entonces cuando el contraste de la hipótesis de Fisher va a ocupar un lugar relevante en la agenda de los investigadores. Paralelamente, el surgimiento de literatura acerca de cointegración y raíces unitarias adquiere un papel relevante, ya que dicha metodología establece que, si y sólo si la tasa de interés y la tasa de inflación se integran en orden uno, puede existir una relación de equilibrio lineal entre ellas. Además, ambas variables deben de tener una raíz unitaria (a saber, contener tendencia estocástica) ya que de no ser así, corriendo el modelo a través de mínimos cuadrados ordinarios, existe una regresión espuria.

Existen variados estudios que contrastan la hipótesis de Fisher, incorporando la metodología de cointegración, dentro de los cuales tenemos los que se muestran en la siguiente tabla:

TABLA 1				
Estudios sobre el efecto Fisher tomando en cuenta la metodología de cointegración				
Autor (es)	País	Tipo de análisis	Periodo de análisis	Resultado
Badillo <i>et al</i> (2011)	15 países de la Unión Europea	Panel	1991-2008	Efecto Fisher parcial
Bassil (2010)	EUA	Serie de tiempo	1978-2008	Efecto Fisher completo
Westerlund (2008)	20 países de la OCDE	Panel	1980-2004	Efecto Fisher completo
Atkins y Chan (2004)	Canadá y EUA	Serie de tiempo	1950-2000	Efecto Fisher parcial
Serletis y Koustas (1999)	Estados Unidos	Serie de Tiempo	1960- 1996	No existe cointegración
Bajo y Esteve (1996)	España	Serie de tiempo	1962-1996	Efecto Fisher parcial
Rico (2001)	España	Serie de tiempo	1982-1998	Efecto Fisher Parcial
Cárdenas y Sáenz (2001)	Colombia	Serie de tiempo	1980-2000	Efecto Fisher completo
Liquitaya y Gutiérrez (2008)	México	Serie de tiempo	1985-2006	Efecto Fisher parcial
Cavazos y Rivas-Aceves (2009)	México	Serie de tiempo	1994-2006	Efecto Fisher parcial

Fuente: elaboración propia

Como se puede observar en la Tabla 1, sólo dos investigaciones que han contrastado el efecto Fisher han usado datos panel, entre ellos Westerlund (2008) sostiene que las actuales contrastaciones de la hipótesis de Fisher son deficientes en la medida en que los estudios han empleado un conjunto pequeño de datos, normalmente no mayor a 50 observaciones para un solo país. De igual manera estos estudios de comprobación de la hipótesis de Fisher se hacen país por país, aplicándose las pruebas convencionales de pruebas unitarias y cointegración a cada país por separado. Si bien es cierto que los resultados pueden ser comparables, no hay más aporte al análisis, ya que no se tiene en cuenta la información transversal o de sección cruzada. He aquí donde radica la importancia de recurrir a otras técnicas econométricas, como el análisis de datos panel, que toma en cuenta la dimensión temporal y transversal.

Así mismo, la hipótesis de Fisher podría no cumplirse en la medida en que, como resaltan Badillo y Belaire-Franch (2003) algunas de las pruebas de raíces unitarias y de estacionariedad tienen propiedades de tamaño y potencia que se pueden ver distorsionadas si las series presentan una tendencia determinista que experimenta cambios estructurales por efecto de algún *shock* exógeno; así, señalan que dichos *shocks* deterministas, pueden ser

causados por las decisiones adoptadas por un grupo de políticos. Cuando existen estas rupturas o cambios estructurales, existe la posibilidad de que las propiedades de estas series temporales se desvirtúen.

En este orden de ideas, podemos modelar la hipótesis de Fisher como se muestra a continuación:

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

Donde R_t es la tasa de interés nominal en el momento t , α sería la constante y representaría la tasa de interés real de equilibrio a largo plazo y β sería el parámetro de la inflación. Ahora, adoptamos el supuesto de expectativas racionales, ya que, en el largo plazo se da una formación correcta de expectativas y además se toma en cuenta que los agentes usan la información de la manera más eficiente al momento de pronosticar la tasa de inflación; por lo tanto, podríamos aproximar que la tasa esperada sería igual a la tasa observada de inflación, agregando un error de predicción ε_t de tal forma que la tasa de inflación se expresa como:

$$\pi_t^e = \pi_t + \varepsilon_t \quad [2]$$

Si reemplazamos la ecuación [2] en la [1], tenemos:

$$R_t = \alpha + \beta\pi_t + \mu \quad [3]$$

Donde $\mu = \beta\varepsilon_t$

Así mismo, establecemos una hipótesis de comportamiento como sigue:

$$\frac{dR_t}{d\pi_t} > 0 \quad [4]$$

De tal manera, tenemos tres opciones: si β es 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, por lo tanto la tasa de interés real es constante a lo largo del tiempo; si esto sucede, estamos ante lo que se conoce como efecto Fisher total. Ahora bien, si $\beta < 1$ se evidenciaría que los cambios en la inflación se trasladan de manera parcial a largo plazo a la tasa de interés nominal; este fenómeno es conocido como *Efecto Mundell-Tobin*, y finalmente si $\beta > 1$ la tasa de interés nominal es más sensible a las variaciones de la tasa de inflación, los inversionistas trasladan el aumento de la inflación a la tasa de interés a fin de sostener una rentabilidad real después de tener en cuenta la presencia de impuestos; este caso es también conocido como *Efecto Darby*.

II. Muestra y datos

La muestra utilizada para este estudio comprende diez países, los cuales fueron seleccionados tomando en cuenta el tamaño de su economía¹. Se decidió con ello construir dos paneles de cinco países cada uno; el primero agrupa a las economías de los países conocidos como “desarrollados o industrializados” cuyo peso político y económico es muy relevante a escala global. El segundo panel contempla a aquellas economías mejor conocidas como “en vías de desarrollo”. Para la extracción de sólo cinco países nos hemos basado en el documento titulado “*Perspectivas de la economía mundial: hacer frente a los altos niveles de deuda y al lento crecimiento*”, publicado en octubre de 2012 por el Fondo Monetario Internacional, en el cual se presentan las proyecciones de cuáles serán las economías más avanzadas, sólidas y fuertes, de igual manera la evolución de las economías emergentes mejor conocidas como BRICS (Brasil, Rusia, India, China y Sudáfrica) en los futuros seis años.

Por tanto el primer panel, titulado Países desarrollados queda conformado por los siguientes estados: Alemania, Canadá, Francia, EUA y Reino Unido.

El segundo panel denominado Países en vías de desarrollo, está compuesto por Chile, China, Indonesia, México y Rusia.

Como se sabe, para realizar la contrastación de la hipótesis de Fisher se utilizó, para los diversos países, el tipo de interés nominal a corto plazo y la tasa de inflación, esta última calculada como la tasa de variación interanual del Índice de Precios al Consumidor de cada país. Ambas variables están medidas en porcentaje. La periodicidad es anual y el periodo muestral de 15 años, empezando en 1998 y terminando en 2012. La fuente de los datos son las estadísticas que agrupa la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico (OCDE).

III. Verificación de raíces unitarias y cointegración de las variables

Con el propósito de cumplir con el objetivo de probar si ambas variables presentan raíz unitaria, procedemos a someter a los países muestra al test Dickey-Fuller aumentado; dicha prueba tiene como hipótesis nula la existencia de raíz unitaria frente a la hipótesis alternativa de estacionariedad. Los resultados se muestran a continuación.

Varias son las conclusiones que se pueden derivar, en primer lugar se aprueba la hipótesis nula con un nivel de significación del 99% para los siguientes países: China, Alemania, Indonesia, México y Reino Unido. Por otro lado, se acepta la hipótesis nula a todos los niveles de significación para Canadá, Chile, Francia y Rusia. Finalmente; para el caso de

¹ Entiéndase el término *tamaño de una economía* como la dimensión del crecimiento del Producto Interno Bruto de un país en un periodo determinado.

EUA, se rechaza la hipótesis nula, concluyendo que dicho país no presenta raíz unitaria en la variable inflación.

País	Tendencia e intercepto	Retardos	Estadístico ADF	Nivel de Significación		
				1%	5%	10%
Canadá	Si	1	-3.581	-5.13	-3.933	-3.42
Chile	Si	1	-2.514	-5.13	-3.933	-3.42
China	Si	1	-4.322	-4.89	-3.829	-3.363
Francia	Si	1	-3.128	-4.89	-3.829	-3.363
Alemania	Si	1	-4.302	-4.89	-3.829	-3.363
Indonesia	Si	1	-4.283	-4.89	-3.829	-3.363
México	Si	1	-4.258	-4.8	-3.791	-3.342
Rusia	Si	6	-1.619	-3.77	-3.19	-2.89
Reino Unido	Si	1	-3.905	-4.89	-3.829	-3.363
EUA	Si	1	-5.355	-4.8	-3.791	-3.342

Fuente: elaboración propia.

Como se ve en la Tabla 2, la prueba de ADF revela la presencia de no estacionariedad a todos los niveles de significación para Canadá, Chile, Francia, Alemania, Indonesia, Rusia y Reino Unidos. Para el caso de México, la hipótesis nula sólo puede ser aceptada al 99%, mientras que EUA se corrobora únicamente al 99 y 95%. Por último, es evidente que China no presenta raíz unitaria.

En congruencia con los resultados obtenidos con la prueba DFA, tenemos que tanto la variable inflación como tasa de interés son series integradas de orden 1 para 8 países. Dado que China y Estados Unidos no presentan raíz unitaria en ambas series, deben de ser eliminados de la muestra de sus respectivos paneles² (Tabla 3).

² Es menester mencionar que si llevamos a cabo la contrastación de la hipótesis de Fisher tomando en cuenta estos países, llegaríamos a lo que ya mencionamos como regresión espuria.

TABLA 3
Prueba de Raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentado para la variable interés

País	Tendencia e intercepto	Retardos	Estadístico ADF	Nivel de Significación		
				1%	5%	10%
Canadá	Si	1	-3.288	-5.125	-3.933	-3.42
Chile	Si	1	-2.427	-4.8	-3.791	-3.342
China	Si	1	-5.222	-5.125	-3.933	-3.42
Francia	Si	1	-3.284	-5.125	-3.933	-3.42
Alemania	Si	1	-3.295	-5.125	-3.933	-3.42
Indonesia	Si	1	-2.439	-4.992	-3.875	-3.388
México	Si	1	-4.385	-4.886	-3.829	-3.363
Rusia	Si	1	-3.018	-4.8	-3.791	-3.342
Reino Unido	Si	1	-2.326	-5.125	-3.933	-3.42
EUA	Si	1	-3.397	-4.886	-3.829	-3.363

Fuente: elaboración propia

IV. Resultados

Se ha cumplido el primer propósito de nuestro trabajo, el cual fue corroborar la existencia de raíces unitarias en ambas variables para los países muestra; ahora, de acuerdo a la ecuación [3], procederemos a efectuar la contrastación de la hipótesis de Fisher. Primero se muestran los resultados de manera individual, y en lo posterior los resultados por panel.

IV.1 Contrastación de la hipótesis de Fisher por país

La comprobación de tendencias estocásticas en nuestras series nos permite someter a prueba la hipótesis de Fisher; los principales resultados de manera individual para nuestros ocho países muestra se presentan en lo sucesivo:

La Tabla 4 revela que todos los países, a excepción del Reino Unido, sostienen una relación positiva entre la variable inflación y tasa de interés. Estos resultados muestran así mismo el rechazo del efecto Fisher completo en la medida en que el coeficiente β es menor a la unidad; nos situaríamos por tanto ante un efecto *Mundell- Tobin*. Sin embargo, estos re-

sultados no son estadísticamente válidos en la medida en que el estadístico de Student nos indica la inconsistencia del parámetro β .

Países Desarrollados	β	Error estándar	Estadístico de Student	Probabilidad	R ² ajustada	Estadístico Durbin-Watson
Alemania	0.3426	0.4391	0.7803	0.4517	0.2705	1.7028
Canadá	0.0716	0.2463	0.2905	0.7768	0.5124	1.5128
Francia	0.2202	0.5134	0.4290	0.6762	0.2391	1.5915
Reino Unido	-0.1976	0.5679	-0.3480	0.7344	0.5245	1.6717

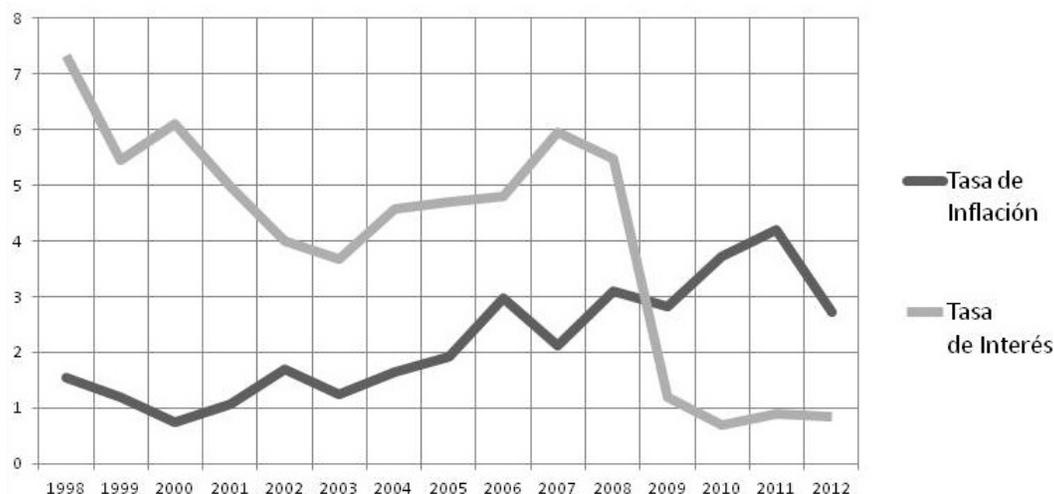
Fuente: elaboración propia con base en datos <http://www.oecd.org/centrodemexico/estadisticas/>

Para el caso de Alemania y Francia, ambos pertenecientes a la zona euro, el coeficiente de correlación revela que la inflación no explica en gran medida el comportamiento de la tasa de interés. Si bien otros estudios concluyen que existe no un efecto Fisher completo, más un *efecto Darby* para estos países (Badillo, 2011), es importante recalcar que ninguno de estos estudios incorpora los años de mayor turbulencia financiera derivado de la crisis de 2008. En este periodo las tasas de interés fueron impuestas con el fin de estimular la economía real, como respuesta a la crisis más profunda desde la gran recesión de 1929.

El coeficiente β para el Reino Unido muestra una relación inversa entre la tasa de interés y la inflación, lo cual es sorprendente en la medida en que no corresponde con la hipótesis establecida. Sin embargo, ante ello habría que resaltar lo sucesivo: la economía británica entra oficialmente en recesión en el último trimestre de 2008 donde el PIB cayó en 1,5%. Entretanto, la tasa de inflación se colocaba por encima del *Inflation target* que el Banco de Inglaterra había establecido. Ante la cercanía de caer en recesión, en enero de 2009 el Banco de Inglaterra reduce su tasa de interés a 1,5%, la más baja en sus 315 años de historia. En la Gráfica 1 se muestra el comportamiento de estas variables durante el periodo de análisis.

A esta situación el lector podría cuestionar por qué Alemania y Francia no siguen la misma tendencia, ante lo cual se replicaría que estos dos países observan un comportamiento bastante similar entre la tasa de interés e inflación, no así el Reino Unido, en donde los comportamientos de estas series se bifurcan, recordemos que Francia y Alemania pertenecen a la zona euro, no siendo éste el caso del Reino Unido.

Análisis en datos panel de la relación entre tasa de interés e inflación:...



Grafica 1. Comportamiento de la tasa de Inflación e Interés, Reino Unido.

Fuente: elaboración propia con base en datos de <http://www.bankofengland.co.uk/>. Fecha de consulta 12 de abril de 2013.

Países en vías de desarrollo	β	Error estándar	Estadístico de Student	Probabilidad	R ² ajustada	Estadístico Durbin-Watson
Chile	0.3871	0.1453	2.6638	0.0220	0.7159	2.1407
Indonesia	0.3775	0.0822	4.5946	0.0005	0.5896	1.4810
Rusia	0.3227	0.0394	8.1980	0.0000	0.8255	2.0081
México	1.5303	0.1799	8.5044	0.0000	0.8359	1.6787

Fuente: elaboración propia con base en datos <http://www.oecd.org/centrodemexico/estadisticas/>

Los resultados de los países en vías de desarrollo son al contrario de los países desarrollados estadísticamente confiables y significativos, el estadístico de Student alude a un coeficiente beta, insesgado y totalmente consistente para todos los 4 países (Tabla 5). Ahora bien, la hipótesis de una cointegración de orden 1 se refuta para este grupo de países; Rusia, y Chile revelan un buen ajuste, la tasa de inflación explica en más del 70% el comportamiento de la tasa de interés; sin embargo, nos situaríamos ante un *efecto Mundell-Tobin*, este es igualmente el caso de Indonesia. México, por su parte, revela un coeficiente β muy por arriba de la unidad delatando la presencia del *efecto Darby*.

IV.2 Contrastación de la hipótesis de Fisher por panel.

El siguiente paso en nuestro análisis es el de determinar el orden de integración de las variables implicadas en la ecuación de Fisher, pero esta vez para los diversos paneles de datos. Así, en este apartado presentamos los resultados de dicha ecuación, primero con un modelo plano, y en lo posterior con el efecto del tipo que la prueba de Hausman recomiende.

IV.2.a Toda la muestra

Una vez expuestas las ventajas del uso de panel para contrastar la hipótesis de Fisher, en este apartado se indicaran los resultados primordiales de dichas regresiones; se inicia con la corroboración de la hipótesis para toda la muestra.

Países	β	Error estándar	Estadístico de Student	Probabilidad	R ² ajustada	Estadístico Durbin-Watson
Todos	0.0469	0.0360	1.3032	0.1952	0.8269	2.1199

Fuente: elaboración propia con base en datos <http://www.oecd.org/centrodemexico/estadisticas/>

El resultado del efecto Fisher con datos panel tomando en cuenta 8 diferentes países, ha mostrado que el efecto Fisher en su versión más estricta no se cumple, al elevarse la inflación en 1% la tasa de interés apenas se incrementa en 0.046%, pero de nuevo, de acuerdo al valor del estadístico de Student, la inconsistencia del parámetro beta es incuestionable (Tabla 6).

Efectos fijos vs efectos aleatorios: la prueba de Hausman

El aplicar un tipo de efecto radica en el hecho de que el modelo plano considera un comportamiento homogéneo entre los 4 países, entonces podríamos partir del supuesto de que existen diferencias individuales en la constante de los 4 países. De ahí entonces que se aplique el test de Hausman para evaluar cual efecto es el óptimo.

De suma importancia es recordar a grandes rasgos en qué consiste la prueba de Hausman, este test tiene por hipótesis nula la no existencia de diferencias entre el método de Efectos aleatorios y el método de efectos fijos. El estadístico de prueba sigue asintóticamente una distribución X^2 con k grados de libertad. Ahora bien en caso de que no se rechace la hipótesis nula se considera como mejor método el de efectos fijos.

Para el panel que contempla los 8 países que poseen raíz unitaria, el resultado del test de Hausman es el que se muestra en la Tabla 7.

TABLA 7			
Resultados prueba de Hausman: toda la muestra			
Resumen de la prueba	χ^2	GL. χ^2	Prob.
Random sección cruzada	1.569416	1	0.2103

Fuente: elaboración propia con base en datos <http://www.oecd.org/centrodemexico/estadisticas/>

En relación con la tabla anterior se puede concluir que dado que $1.569 < 5.84$ (1, 0.05) no se rechaza la hipótesis nula, por tanto no existen diferencias entre ambos métodos, se opta por Efectos fijos. De tal forma que enseguida se expone el producto de dicha regresión (Tabla 8).

TABLA 8						
Resultados por panel del efecto Fisher. Modelo con efectos fijos: toda la muestra						
Países	β	Error estándar	Estadístico de Student	Probabilidad	R ² ajustada	Estadístico Durbin-Watson
Todos	0.006311	0.043918	0.143695	0.886	0.836875	2.102771

Fuente: elaboración propia con base en datos <http://www.oecd.org/centrodemexico/estadisticas/>

IV.2.b) Países desarrollados

Hasta este momento hemos desarrollado la hipótesis de Fisher a través de panel con todas los países muestra, a continuación se exponen los resultados de la contrastación, a partir de la separación de estos países por panel (Tabla 9).

TABLA 9						
Resultados por panel del efecto Fisher. Modelo plano: países desarrollados						
Países	β	Error estándar	Estadístico de Student	Probabilidad	R ² ajustada	Estadístico Durbin-Watson
Desarrollados	0.1127	0.1751	0.6436	0.5226	0.5242	1.7107

Fuente: elaboración propia con base en datos <http://www.oecd.org/centrodemexico/estadisticas/>

Los resultados anteriores muestran que el coeficiente beta para esos 4 países es menor a 1, rechazando la hipótesis de un efecto Fisher completo, sin embargo el estadístico de Student reitera la fragilidad estadística del parámetro beta. Ante ello se procederá a aplicar una prueba que nos permita saber si con la incorporación de algún tipo de efectos, los resultados pueden ser más significativos. Cabe mencionar que para este panel de países no po-

demos proceder a través del test de Hausman debido a que el análisis mediante la varianza que se hace con esta prueba anula su pertinencia; utilizaremos en su lugar la prueba *Likelihood ratio* (Tabla 10).

Prueba de efectos	Estadístico	G.L	Prob.
Sección cruzada F	0.085543	(3,55)	0.9677
Sección cruzada X^2	0.279309	3	0.9639

Fuente: elaboración propia con base en datos <http://www.oecd.org/centrodemexico/estadisticas/>

A razón de que al contrastar los valores arrojados de la prueba con los valores de tabla tanto de la distribución *F* como de X^2 , se optará por la incorporación de efectos fijos (Tabla 11).

Países	β	Error estándar	Estadístico de Student	Probabilidad	R ² ajustada	Estadístico Durbin-Watson
Desarrollados	0.109011	0.181752	0.599779	0.5514	0.496253	1.698677

Fuente: elaboración propia con base en datos <http://www.oecd.org/centrodemexico/estadisticas/>

De nueva cuenta, se rechaza la existencia de un efecto Fisher completo en la medida en que β es menor a la unidad; se aludiría más bien a un efecto *Mundell-Tobin*. La bondad de ajuste es significativa y Durbin Watson nos permite observar la no presencia de autocorrelación; sin embargo, la pertinencia estadística de este modelo es muy baja como lo deja ver el estadístico *t* de Student, por tanto, el coeficiente beta es sesgado e inconsistente.

IV.2.c Países en vías de desarrollo

La última corroboración de la hipótesis de Fisher a partir de datos panel es para los países en vías de desarrollo (Tabla 12); en seguida se exhibirán los resultados a partir de un modelo plano, posteriormente se aplicará la prueba de Hausman para conocer el tipo de efectos más recomendable y por último tomando en cuenta esto se llevará a cabo el contraste pertinente.

TABLA 12						
Resultados por panel del efecto Fisher. Modelo plano: países en vías de desarrollo						
Países	β	Error estándar	Estadístico de Student	Probabilidad	R ² ajustada	Estadístico Durbin-Watson
En vías de desarrollo	0.0167	0.0536	0.3116	0.7566	0.7677	2.1820
Fuente: elaboración propia con base en datos http://www.oecd.org/centrodemexico/estadisticas/						

Los hallazgos de este modelo plano son muy similares a aquellos de los países desarrollados; un coeficiente beta que revela un efecto *Mundell-Tobin*, una bondad de ajuste buena y la ausencia de autocorrelación, empero el estadístico de Student indica el rechazo de dicho estimador β . En seguida se muestran los resultados de la prueba de Hausman con el fin de conocer si el cambio de un modelo plano a otro con algún tipo de efecto, puede revelar mejores resultados (Tabla 13).

TABLA 13			
Resultados prueba de Hausman: países en vías de desarrollo			
Resumen de la prueba	χ^2	GL. χ^2	Prob.
Random sección cruzada	0.147234	1	0.7012
Fuente: elaboración propia con base en datos http://www.oecd.org/centrodemexico/estadisticas/			

Dado que $0.1472 < 5.84$ (1, 0.05) no se rechaza la hipótesis nula, por tanto no existen diferencias entre ambos métodos, por lo que se opta por Efectos Fijos. Se procede a estimar la ecuación [3] con efectos fijos (Tabla 14).

TABLA 14						
Resultados por panel del efecto Fisher. Modelo con efectos fijos: países en vías de desarrollo						
Países	β	Error estándar	Estadístico de Student	Probabilidad	R ² ajustada	Estadístico Durbin-Watson
En vías de desarrollo	0.001068	0.058323	0.018315	0.9855	0.767463	2.20738
Fuente: elaboración propia con base en datos http://www.oecd.org/centrodemexico/estadisticas/						

A pesar de la inclusión de efectos fijos como lo sugería el test de Hausman, volvemos a estar ante la presencia de un modelo estadísticamente débil; nuestro coeficiente β es inconsistente para medir la relación entre la tasa de interés e inflación para 4 países en vías de desarrollo.

Los trabajos previos que contrastan la hipótesis de Fisher, incluyendo años recientes como el de Boyd J. y Jalal (2012), concluyen una contradicción de la hipótesis de Fisher, sus resultados como ellos aseveran, son fuertemente apoyados de manera empírica.

V. Conclusiones

Los resultados de nuestro análisis nos permiten extraer las siguientes conclusiones:

1. Tomando como referencia la prueba Dickey- Fuller aumentada, se concluye que de los diez países considerados en nuestra muestra sólo ocho presentan raíz unitaria en las variables inflación e interés, siendo éstos: Alemania, Canadá, Chile, Indonesia, Francia, México, Rusia y Reino Unido.
2. A fin de evitar posibles regresiones espurias, tanto China como EUA fueron eliminados de la muestra ya que no presentan una tendencia estocástica en las variables que contrastan la hipótesis de Fisher.
3. Una vez definida nuestra muestra final, y contrastando la hipótesis de Fisher de manera individual, se concluyó que dicha hipótesis no puede ser aceptada para los países categorizados como “desarrollados”, en la medida en que el estimador β no es estadísticamente significativo, como lo reveló el *t de Student*.
4. Por el contrario, las regresiones individuales sobre los países “en vías de desarrollo” muestran un coeficiente beta; insesgados y consistentes, no obstante dicho estimador constata el rechazo de la hipótesis de Fisher, dejando ver el *efecto Mundell - Tobin* para Indonesia, Rusia y Chile. Y asignando un *efecto Darby* para el caso de México.
5. Un descubrimiento relevante de este trabajo fue el encontrar evidencia suficiente que nos permita aseverar que la hipótesis de Fisher no se puede contrastar mediante el uso de datos panel en 10 diferentes países para el periodo de 1998 a 2012; el presente análisis concluye que tanto el panel de países desarrollados como el panel de en vías de desarrollo, arrojan un valor del estadístico de Student que sencillamente invalida todo resultado.
6. También se concluye que a pesar de haber seguido una metodología estricta de raíces unitarias y cointegración, como lo hicieron la mayoría de los trabajos previos³ en el tema, la contrastación de la hipótesis de Fisher con datos panel arroja estimadores poco objetivos.
7. Finalmente, podríamos tomar en cuenta que tanto el tipo de interés nominal como la tasa de inflación pueden presentar cambios estructurales ocasionados por algún *shock* exógeno, que pudieran rechazar la hipótesis de Fisher (Badillo y Belaire-Franch:

³ Haciendo referencia a los trabajos que se muestran en la tabla 1.

2003). Ligando el periodo de análisis, es viable el cuestionamiento: ¿existe un cambio estructural asociado a la crisis de 2008 que afecta la validación de la hipótesis de Fisher?

Referencias bibliográficas

- Atkins, F.J. Y Chan, M. (2004) "Trend breaks and the Fisher hypothesis in Canada and the United States", *Applied Economics*, 36, 1907-1913.
- Bajo O. y Esteve V. (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.
- Bassil, C. (2010) "An analysis of the ex post Fisher hypothesis at short and long term" en *Economics Bulletin*, 30, 2388-2397.
- Badillo R. y Belaire-Franch J. (2003) "Cotendencia no lineal entre tipo de interés y tasa de inflación" en *Revista de Economía Aplicada* Número 31 (vol. XI), 2003, págs. 51 a 80.
- Badillo, R., Reverte, C., y Rubio, E. (2011) "Contrastación empírica del efecto Fisher en la unión europea mediante técnicas de cointegración con datos panel". Universidad Politécnica de Cartagena.
- Boyd J. y Jalal A. (2012) "The Fisher Effect, A Contradiction: Theory and Empirics" Julio 2012, University of Minnesota y Suffolk University.
- Cavazos G. y Rivas-Aceves S. (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.
- Crowder, W.J. y Hoffman D.L. (1996) "The long-run relationship between nominal interest rates and inflation" The Fisher equation revisited, *Journal of Money, Credit, and Banking* No. 28, 102-118
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. Nueva York: *Macmillan*.
- Fondo monetario internacional (2012) "Perspectivas de la economía mundial: hacer frente a los altos niveles de deuda y al lento crecimiento" en www.elibrary.imf.org
- Liquitaya J. y Gutiérrez G. (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
- OCDE <http://www.oecd.org/centrodemexico/estadisticas/>
- 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.

- Serletis, A y Koustas Z. (1999) "Monetary Aggregation and the Neutrality of Money" en *Academic journal article from Economic Inquiry*, Vol. 39, No. 1
- Westerlund, J. (2008) "Panel cointegration tests of the Fisher effect", *Journal of Applied Econometrics*, 23, 193-233.