aar 4338

Tesis E 2008 A3



## UNIVERSIDAD CATÓLICA ANDRÉS BELLO FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y SOCIALES ESCUELA DE ECONOMÍA

## "REVISIÓN DE LA HIPÓTESIS DE FISHER EN VENEZUELA PARA EL PERÍODO 1990-2005"



Tutor: Lic. Daniel R. Morales

Anabella Abadi Mila de la Roca Cristina Mila de la Roca de Abadi

TESIS E2008 A3

Caracas, septiembre de 2008

A nuestra familia por su apoyo y paciencia, y a la memoria del Yayo que estamos seguras se sentiría muy satisfecho al vernos elaborando juntas este Trabajo de Grado.

#### **AGRADECIMIENTOS**

Deseamos expresar nuestra gratitud al Lic. Daniel R. Morales, Tutor del presente Trabajo de Grado, por su valiosa colaboración durante todo el proceso de su realización.

Le agradecemos al Ing. Hugo Montesinos sus valiosos comentarios.

#### SÍNTESIS

El presente estudio investiga la validez de la Hipótesis de Fisher para el caso venezolano entre los años 1990-2005. El análisis se lleva a cabo utilizando data mensual del Fondo Monetario Internacional de las tasas de interés nominales, tanto activas como pasivas, y las variaciones porcentuales del IPC. Siguiendo a Carneiro, Divino y Rocha (2002) para determinar la variable proxy de inflación esperada, se calculó un promedio móvil de la variación porcentual del IPC utilizando tres *leads* y tres rezagos. Un análisis de cointegración, previa realización de pruebas de raíces unitarias aumentadas de Dickey-Fuller y pruebas de raíces unitarias de Phillips-Perron, nos proporcionó evidencia de que la Hipótesis de Fisher para las tasas nominales de interés, tanto activas como pasivas, no se cumple para Venezuela durante el período de estudio.

### INDICE DE CONTENIDO

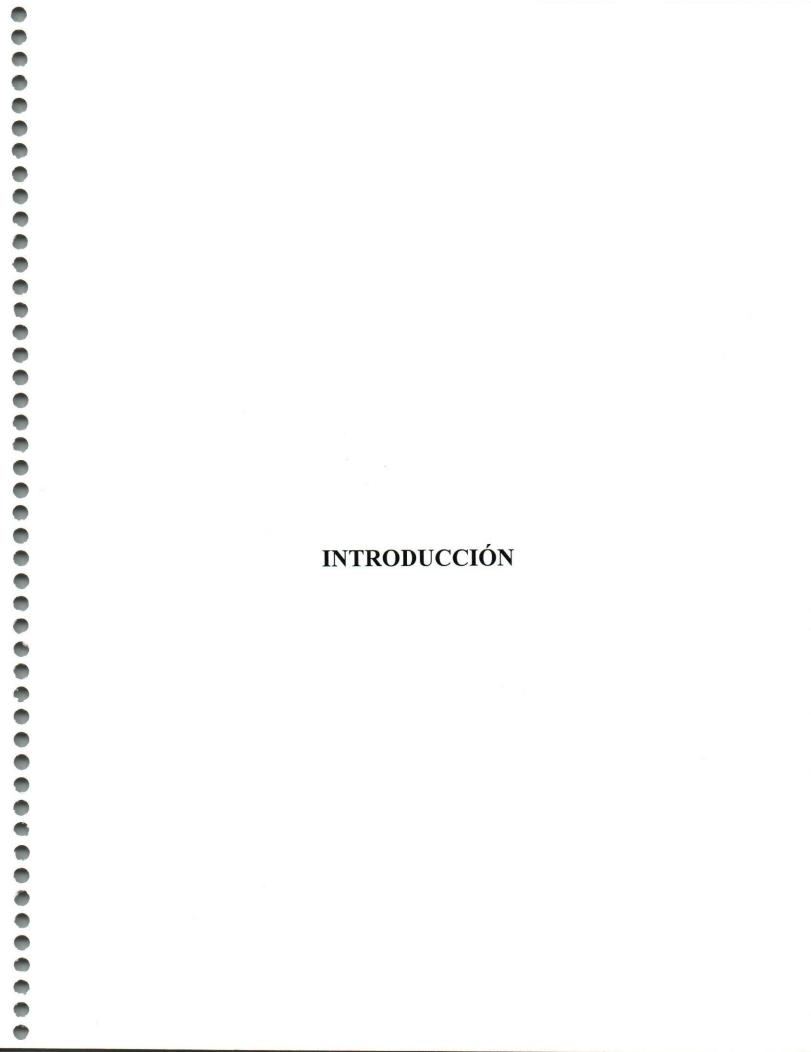
Introducción1
Capítulo I: Inflación y Tasas de Interés
I.1 Inflación
I.1.1 Métodos de pronóstico de la inflación
I.1.1.1 Expectativas adaptativas
I.1.1.2 Expectativas racionales8
I.1.13 Mercados eficientes
I.2 Tasas de Interés10
Capítulo II: La Hipótesis de Fisher
II.1 Irving Fisher y La Teoría del Interés
II.1.1 Exposición Teórica y Análisis Empírico
II.1.2 Fundamentos Matemáticos
Capítulo III: Revisión de la Literatura
III.1 Inflación Esperada en el contexto de la Hipótesis de Fisher19
III.1.1 Expectativas adaptativas19
III.1.2 Expectativas racionales
III.1.3 Mercados eficientes
III.2 Planteamientos alternativos a la Hipótesis de Fisher22
III.3 Estudios sobre la Hipótesis de Fisher en Latinoamérica
Capítulo IV: Marco Metodológico
IV.1 Determinar el proceso generador de datos de cada serie temporal33
IV.2 Determinar el orden de integración de cada serie temporal34
IV.2.1 Prueba Aumentada de Dickey-Fuller
IV.2.2 Prueba de Phillips-Perron

IV.3 Prueba de Cointegración41
IV.3.1 Elegir el orden del VAR y las opciones de especificación44
IV.3.2 Se prueba la Cointegración
IV.4 Especificar y estimar las relaciones funcionales de largo plazo47
Capítulo V: Análisis Empírico
V.1 Data51
V.2 Presentación e interpretación de los resultados
V.2.1 Determinar el proceso generador de datos de cada serie temporal53
V.2.2 Determinar el orden de integración de cada serie temporal53
V.2.21 Prueba Aumentada de Dickey-Fuller53
V.2.2.2 Prueba de Phillips-Perron54
V.2.3 Prueba de Cointegración
V.2.3.1 Elegir el orden del VAR y las opciones de especificación54
IV.2.3.2 Se prueba la Cointegración
V.2.4 Especificar y estimar las relaciones funcionales de largo plazo56
V.2.4.1 Estimación " $D(TP) = TP(D(LN(1+INFLe.)))$ "
V.2.4.2 Estimación "D(TA) = TA(D(LN(1+INFLe.)))"59
V.3 Análisis de resultados
Conclusión y Recomendaciones
Anexos
Ribliografía 93

### INDICE DE ANEXOS

ANEXO 1: Revisión de la literatura
Tabla 1: Revisión de la literatura sobre el Efecto Fisher en Latinoamérica68
ANEXO 2: Data 69
Tabla 2: Series temporales69
ANEXO 3: Gráficos de las series temporales
Gráfico 1: Gráfica de la serie temporal "TP"
Gráfico 2: Gráfica de la serie temporal "TA"74
Gráfico 3: Gráfica de la serie temporal "LN(1+INFLe.)"
ANEXO 4: Pruebas de raíces unitarias
Tablas 3 y 4: : Resultados obtenidos de la prueba Aumentada de Dickey-Fuller75
Tabla 5 y 6: Resultados obtenidos de la prueba de Phillips-Perron76
ANEXO 5: Pruebas de cointegración de Johansen
Tabla 7: Sumario prueba de cointegración de Johansen para "TP" y "LN(1+INFLe.)"77
Tabla 8: Sumario prueba de cointegración de Johansen para "TA" y "LN(1+INFLe.)"78
Tabla 9: : Orden del VAR y opciones de especificación
Tabla 10: Resultados de la prueba de cointegración entre "TP" y "LN(1+INFLe.)"80
Tabla 11: Resultados de la prueba de cointegración entre "TA" y "LN(1+INFLe.)"80
ANEXO 6: Pruebas del Modelo MCO
Tabla 12: Pruebas del Modelo MCO
Tabla 13: Valores críticos para la prueba de cointegración de Engle-Granger83

ANEXO 7: Resultados de la estimación MCO para las series "D(TP)" y "D(LN(1+INFLe.))"84
Tabla 14: Resultados del Modelo MCO84
Tabla 15: Correlograma de los residuos84
Tabla 16: Prueba de heterocedasticidad de White85
Tabla 17: Resultados del Modelo MCO modificado85
Tabla 18: Prueba de heterocedasticidad de White (MCO modificado)85
Tabla 19: Histograma y prueba de normalidad de los residuos (MCO modificado)86
Gráfico 4: Residuos (MCO modificado)86
Tabla 20: Prueba Aumentada de Dickey-Fuller de los residuos (MCO modificado)87
Tabla 21: Pruebas de predicción (MCO modificado)87
ANEXO 8: Resultados de la estimación MCO para las series "D(TA)" y "D(LN(1+INFLe.))"88
Tabla 22: Resultados del Modelo MCO
Tabla 23: Correlograma de los residuos
Tabla 24: Prueba de heterocedasticidad de White
Tabla 25: Resultados del Modelo MCO modificado89
Tabla 26: Prueba de heterocedasticidad de White (MCO modificado)89
Tabla 27: Histograma y prueba de normalidad de los residuos (MCO modificado)90
Gráfico 5: Residuos (MCO modificado)90
Tabla 28: Prueba Aumentada de Dickey-Fuller de los residuos (MCO modificado)91
Tabla 29: Pruebas de predicción (MCO modificado)91
ANEXO 9: Justificación Histórico-Económica para la inclusión de variables <i>dummy</i> 92
<b>Tabla 30:</b> : Revisión Histórica-Económica (Años 1994, 1996, 1998 y 2002)92



#### INTRODUCCIÓN

En 1930 el norteamericano Irving Fisher planteó que en el largo plazo la tasa nominal de interés es igual a la tasa esperada de inflación más la tasa real de interés, y que la tasa nominal de interés se ajusta uno-a-uno con los movimientos de la inflación esperada. Este tema es importante debido a que estudia variables macroeconómicas cuyos comportamientos son de relevancia y utilidad para el establecimiento y orientación de políticas monetarias.

Hoy en día después de muchos años continúa siendo motivo de análisis. La validez de la Hipótesis de Fisher en el largo plazo implicaría una super neutralidad monetaria y la no existencia de ilusión monetaria. Asimismo, en estas condiciones, las tasas de interés del mercado serían buenos indicadores de las expectativas inflacionarias (Christopoulos y León-Ledesma, 2007), lo que contribuiría a la adecuada toma de decisiones en relación a, por ejemplo, la fijación de salarios en contrataciones colectivas, el ahorrar o invertir en un momento determinado, la capacidad de establecimiento de políticas monetarias eficientes, entre otras. Por todas estas razones, el Efecto Fisher ha sido estudiado por distintos autores tanto para países desarrollados como para países emergentes utilizando diferentes metodologías.

El objetivo del presente estudio es la revisión de la Hipótesis de Fisher para Venezuela en el período comprendido entre 1990 y 2005, limitándose nuestro campo de estudio a la verificación empírica de la misma. Habiendo revisado los diferentes trabajos realizados sobre este tema, hemos decidido seguir la metodología utilizada por Carneiro, Divino y Rocha (2002) para la estimación de una serie de tiempo de la inflación esperada. Estos autores, siguiendo a Mishkin (1992) y a Yuhn (1996), la estimaron por medio de un promedio móvil de la tasa de inflación efectiva. Asimismo, utilizamos la metodología de cointegración de Johansen (1988-1991).

Los resultados obtenidos en este trabajo nos permiten suponer que no existe una relación de largo plazo entre la variable proxy escogida para la inflación esperada y las tasas nominales de interés, tanto pasivas como activas, para el caso venezolano en el período estudiado, y por ende, estos resultados nos permiten afirmar la no validez del Efecto Fisher para Venezuela durante estos años.

Este trabajo se estructura en cinco capítulos: el capítulo I hace referencia a las nociones básicas sobre inflación y tasas de interés; el capítulo II desarrolla la teoría relacionada con la Hipótesis de Fisher. En el capítulo III se hace una revisión general de la literatura concerniente a este tema. En los capítulos IV y V se presentan el marco metodológico y el análisis empírico de los resultados, respectivamente. Por último se presentan las conclusiones del presente trabajo y recomendaciones para futuras investigaciones sobre el mismo tema.

## CAPÍTULO I INFLACIÓN Y TASAS DE INTERÉS

#### CAPÍTULO I

#### INFLACIÓN Y TASAS DE INTERÉS

#### I.1.- LA INFLACIÓN:

La inflación es el término utilizado para referirse al aumento continuo y generalizado del nivel de precios de los bienes y servicios que se producen y se prestan en una economía o, lo que es lo mismo, una baja en el poder de compra del dinero. Cabe destacar que esta baja en el poder de compra no afecta a todos los sectores y personas por igual, pues los precios o las rentas no crecen en igual proporción para unos u otros.

La medida comúnmente utilizada para medir la inflación es el Indice de Precios al Consumidor (IPC):

"...indicador estadístico que tiene como objetivo medir el cambio promedio en un período determinado, en los precios a nivel del consumidor de una lista de bienes y servicios representativos del consumo familiar, con respecto al nivel de precios vigente para el año escogido como base. Como ha sido tradicional en Venezuela y como es norma en todos los países del mundo, el cálculo del IPC se basa en la fórmula denominada Laspeyres, que consiste básicamente en comparar los precios mensuales de una canasta de bienes y servicios que se mantiene fija durante el período de vida útil del índice, con respecto a los precios de esos mismos artículos en el año base." (BCV, El Indice de Precios del Consumidor. Año Base 1997. Pp. 3)

Sin embargo, la inflación es bastante difícil de pronosticar, no sólo porque tiene varias causas posibles las cuales podemos sintetizar en el aumento de los costos de producción y el aumento de la demanda de bienes y servicios, sino también porque la

velocidad con la que se dan los cambios en la oferta y la demanda agregadas es cambiante.

Por otra parte, el estado de las expectativas inflacionarias tiene una fuerte influencia sobre las tasas de inflación efectivas, ya que afectan el comportamiento de los fijadores de precios de las economías. La mayoría de los precios no son del todo flexibles, ya que en las economías modernas muchos salarios y precios se fijan en términos nominales para un tiempo, por lo que los salarios fijados para el período "t<sub>1</sub>" reflejarían las expectativas sobre la inflación existentes en el período "t<sub>0</sub>", y no podrían cambiarse sin costes de forma inmediata; por tanto, la senda de inflación en un futuro inmediato está en gran parte determinada de antemano.

La inflación inesperada o no anticipada afecta negativamente las variables reales de la economía, en concreto a las personas que perciben una renta fija, tanto a los retirados como a los asalariados cuyos sueldos y salarios son fijados a través de contratos a largo plazo.

La inflación no anticipada impone costos independientemente de si la inflación resulta ser mayor o menor de lo anticipado. Por esta razón, cada año se dedican recursos considerables a mejorar los pronósticos de la inflación. Existen pronosticadores especializados que trabajan para entidades públicas y privadas, compañías de seguros, sindicatos y grandes corporaciones. Los ingresos de estos especialistas dependen de la calidad de sus pronósticos. Por lo tanto, su objetivo principal es desarrollar metodologías que les permitan la mayor exactitud posible. A continuación detallamos las diferentes teorías que sustentan las metodologías utilizadas para el pronóstico de la inflación.

#### I.1.1.- Métodos de pronóstico de la inflación:

#### I.1.1.1. Expectativas adaptativas:

Una expectativa es considerada como adaptativa si se basa en acontecimientos pasados para pronosticar el futuro, calculando una media ponderada con los datos históricos de la variable y dando ponderaciones más altas cuanto más próximos estén al momento actual<sup>1</sup>.

Para finales de la década de los 70, se consideró que las hipótesis adaptativas o extrapolativas ofrecían de manera frecuente proxys adecuados para las expectativas, y por tanto, el uso de técnicas de rezagos distribuidos para la determinación de variables proxy para la inflación esperada llegó a convertirse en el procedimiento estándar (Wachtel, 1977). El uso de tasas de inflación pasadas para generar medidas de inflación esperada es una técnica intuitivamente atractiva y de fácil implementación, ya que la información sobre los movimientos pasados de los niveles de precios se suele encontrar disponible a bajo costo, y por tanto, es muy probable que tenga una importante influencia sobre la formación de las expectativas sobre precios.

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Expectativas Adaptativas. Economía y Negocios; Diccionario Espasa.

#### I.1.1.2.- Expectativas racionales:

Una expectativa es considerada como racional si se basa en toda la información disponible y que, como término medio, se cumple, si bien puede estar expuesta a sucesos imprevistos<sup>2</sup>.

El enfoque tradicional de la teoría de las expectativas racionales implica que el público tiene un claro conocimiento del equilibrio de la tasa de inflación en el largo plazo, por lo que éstas no varían a lo largo del tiempo en respuesta a nueva información. Es decir, si el público se encuentra con un nivel efectivo de inflación superior al nivel de inflación esperada en el largo plazo, este último sufrirá poco o ningún cambio frente a la nueva data.

Siguiendo a Bernanke (2007), el modelo de expectativas racionales ha sido muy útil para pronosticar la inflación. Sin embargo, su utilidad resulta limitada en economías cuya estructura se ve afectada en formas poco comprendidas tanto por el público como por los responsables de las políticas monetarias y en las cuales las funciones objetivas de estos últimos no son conocidas por los agentes privados. El enfoque tradicional de expectativas racionales implica que el público tiene un claro conocimiento de la función del banco central así como de la tasa de inflación a largo plazo. En consecuencia sus expectativas de inflación a largo plazo no se modifican al recibir nueva información. Por lo tanto diremos que la expectativa inflacionaria se encuentra "anclada", si cumple con la premisa anteriormente expuesta. Sin embargo, las expectativas inflacionarias en

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Expectativas Racionales. Economía y Negocios; Diccionario Espasa.

las economías reales no se encuentran perfectamente ancladas, y la magnitud del anclamiento puede cambiar en función del desarrollo de la economía y de la actual y pasada conducta de la política monetaria.

El anclamiento de las expectativas inflacionarias ha sido estudiado recientemente por varios autores. De acuerdo con Bernanke (2007), Levin, Natalucci y Pager (2004)<sup>3</sup> las expectativas de inflación medidas a través de encuestas se han visto modificadas como respuesta frente a la tasa efectiva de inflación, lo que no hubiera ocurrido si esta expectativa estuviese perfectamente anclada. Gürkaynak, Sack y Swanson (2005)<sup>4</sup> comprobaron que las expectativas de inflación a largo plazo medidas por la diferencia entre los rendimientos nominales de los bonos y los de los bonos indexados se modifican en respuesta a las noticias económicas.

#### I..1.1.3.- Mercados eficientes:

De acuerdo a la definición de Eugene Fama (1976), el mercado de capitales eficiente es aquel que procesa de forma eficiente la información disponible. El precio de los valores se basa en la correcta evaluación de la información disponible para ese momento y refleja totalmente esta información disponible.

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Levin, Andrew; Natalucci, Fabio; Piger, Jeremy (2004). *The Macroeconomic Effects of Inflation Targeting*. Federal Reserve Bank de St. Louis, *Review* 86. Pp. 51-80.

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> Gürkaynak, Refet; Sack, Brian; Swanson, Eric (2005). The Sensitivity of Long-term Interest Rates to Economic News: Evidence and Implications for Macroeconomic Models. American Economic Review 95. Pp. 425-36.

#### I.2.- TASAS DE INTERÉS:

Diversos autores han estudiado la teoría de la preferencia en el tiempo, la cual plantea la preferencia del individuo por el consumo actual en oposición al consumo futuro. Estos supuestos fueron básicos para el desarrollo de distintas teorías o planteamientos relacionados con las tasas de interés.

Uno de los primero autores que estudió este tema fue Nassau William Senior (1790-1864), el cual es recordado por su teoría de la abstinencia del interés, en la cual planteaba que el interés constituía una recompensa por la abstinencia del uso improductivo de los ahorros. La creación del capital nuevo implicaba un sacrificio. Por lo tanto, se debía esperar un rendimiento positivo para que éste valiera la pena.

Otro destacado autor que estudió este tema fue Eugen Von Böhm-Bawerk (1851-1914), según Bannok, Baxter y Ray (1988), afirmaba que la naturaleza de las tasas de interés se podía encontrar en tres proposiciones: (1) que el individuo espera estar en mejor situación en el futuro, (2) que el individuo valora en menos los bienes del futuro que los de ahora y (3) los bienes en existencia del presente son superiores a los que existirán en el futuro, porque son capaces de producir más bienes durante el intervalo.

Siendo el interés la remuneración obtenida por diferir un consumo, y considerando como cierta la teoría de la preferencia propuesta por Böhm-Bawerk, es lógico suponer que la tasa de interés estará relacionada con el aumento de los precios (inflación). Si la inflación es superior a la tasa que remunera la postergación del consumo, (el consumo

diferido sería inferior al actual), el individuo no se verá estimulado a diferir este consumo, ya que con la misma cantidad de dinero podrá adquirir menos bienes o servicios en el futuro.

Los trabajos de Böhm-Bawerk contribuyeron de forma relevante a los posteriores trabajos del economista americano Irving Fisher (1867-1947). Fisher observó que el valor económico subjetivo no es una función sólo de la cantidad de bienes y servicios poseídos o intercambiados sino que es función también del momento en el cual son adquiridos. Un bien disponible en el momento actual tiene un valor distinto al mismo bien en el futuro. El valor tiene una dimensión afectada por el tiempo y el espacio. Fisher definió la tasa de interés como la prima porcentual de los bienes presentes sobre los mismos bienes futuros. Los postulados de Fisher se estudian con mayor profundidad en el siguiente apartado.

# CAPÍTULO II LA HIPÓTESIS DE FISHER

## CAPÍTULO II LA HIPÓTESIS DE FISHER

#### II.1.- IRVING FISHER Y LA TEORÍA DEL INTERÉS:

#### II.1.1.- Exposición Teórica y Análisis Empírico:

En 1930 Fisher publicó un estudio denominado *The Theory of Interest* en el cual estableció la famosa relación conocida como Hipótesis Fisher o Efecto Fisher, en la cual planteó que en el largo plazo la tasa nominal de interés es igual a la tasa esperada de inflación más la tasa real de interés, y que la tasa nominal de interés se ajusta uno-a-uno con los movimientos de la inflación esperada. En otras palabras, Fisher postuló que la tasa nominal de interés debe ajustarse completamente a los movimientos en la tasa de inflación esperada, y que además la transmisión debe efectuarse en el transcurso del mismo período en que ha tenido lugar la variación en la tasa de inflación, pues los cambios en las expectativas de inflación hacen variar las tasas de rentabilidad esperadas de los activos nominales y reales. Vale la pena aclarar que la Hipótesis de Fisher no sugiere que las dos variables deben cambiar de la misma manera año tras año, pero sí que las variaciones a largo plazo de la inflación deben acabar traduciéndose en variaciones similares del tipo nominal de interés.

Fisher examinó la relación planteada, analizando las tasas nominales de interés y la tasa de inflación para EE.UU y el Reino Unido, utilizando data anual para los períodos de 1890 a 1927 y de 1820 a 1924 respectivamente.

En el caso del Reino Unido, Fisher notó que la serie temporal referente a los cambios en los niveles de precio se puede dividir en tres períodos claramente definidos: de 1820 a 1864, período caracterizado por fluctuaciones de precios que no muestran ni tendencia creciente ni decreciente; de 1865 a 1897, período caracterizado por la baja de los precios; y de 1898 a 1924, el cual muestra una tendencia creciente de los precios, incluyendo un gran despegue desde 1915 a 1920, seguido por un fuerte desplome y precios más estables desde 1922. Al calcular los coeficientes de correlación existentes entre las tasas nominales de interés (i) y la tasa de cambio de los precios por año (P'), para el período 1820-1864 se obtuvo un máximo de correlación inversa de –0,459, sin rezago; y para el período 1898-1924, se obtuvo un máximo de +0,623 cuando "i" se rezagó 4 años, de +0,678 cuando "i" se rezagó 6 años, y un máximo total de +0,98 cuando "i" se rezagó 28 años.

En el caso de Estados Unidos, al calcular los coeficientes de correlación entre "i" y "P", se obtuvo un máximo de +0,289 sin rezagar "i", de +0,406 al rezagar "i" 4 años y un máximo total de +0,857 cuando "i" se rezagó 20 años.

Ante estos resultados, Fisher concluyó que había encontrado evidencia general y específica de que los cambios en los niveles de precios afectan, de forma general y perceptible, a las tasas de interés en la dirección indicada *a priori* por la teoría. Sin embargo, como la previsión es imperfecta, los efectos sobre las tasas de interés son

menores que los requeridos por la teoría y están rezagados marcadamente con respecto al movimientos de los niveles de precios. Cuando el efecto de los cambios en los niveles de precios con respecto a los de las tasas de interés se distribuye a lo largo de varios años, se han encontrado coeficientes de correlación marcadamente altos, indicando que las tasas de interés siguen a los cambios en los niveles de precios, de manera cercana en magnitud, pero de forma distante en el tiempo.

#### II.1.2.- Fundamentos Matemáticos:

En su trabajo, Fisher circunscribe el concepto de tasa de interés a la tasa cobrada por un préstamo libre de riesgo o por cualquier otro contrato que involucre desembolso de sumas específicas en una fecha dada o en un conjunto de fechas dadas que deberán ser pagadas en una fecha dada o en un conjunto de fechas dadas.

La tasa nominal de interés, la cual es la tasa de mercado observable de un préstamo, representa la cantidad de unidades monetarias que se pagan por el uso de fondos prestables. Por otra parte, la tasa real de interés es la tasa nominal de interés menos la inflación. Esta relación entre la inflación y la tasa de interés es la bien conocida ecuación de Fisher, que puede ser expresada de la siguiente forma:

$$(1 + i_t) = (1 + r_t) \times (1 + \rho^e)$$
 (1)

donde " $i_t$ " es la tasa nominal de interés en el momento "t", " $r_t$ " es la tasa real de interés en el momento "t" y " $\rho$ e" es el cambio porcentual esperado en el nivel de precios

de los bienes y servicios a lo largo de la vida del préstamo, es decir, la inflación esperada.

Si a la ecuación de Fisher, presentada en (1), se le aplica logaritmo neperiano, se podría rescribir de la forma:

$$i = r + \pi^e \tag{2}$$

donde "i" es el logaritmo neperiano de uno más la tasa nominal de interés, "r" es el logaritmo neperiano de uno más la tasa de interés real y " $\pi^e$ " es la inflación esperada. Según Divino, Carneiro y Rocha (2002), ésta es la forma en que se suele representar la ecuación de Fisher, ya que permite la representación lineal de la relación, sin ignorar el término del producto cruzado entre la tasa de inflación esperada y la tasa real de interés, el cual se suele obviar en las ecuaciones representativas de la Hipótesis de Fisher<sup>1</sup>.

La ecuación (2) implica que, en ausencia de ilusión monetaria<sup>2</sup>, una variación en la tasa de inflación esperada debería trasladarse completamente a la tasa nominal de interés, de forma que el tipo de interés real a largo plazo se ubicaría en su nivel de

$$\begin{array}{l} (1+i_t) = (1+r_t) \; x \; (1+\rho^e) = 1+\rho^e \; + r_t \; + r_t \; \rho^e \\ 1+i_t = 1+\rho^e \; + r_t \; + r_t \; \rho^e \longrightarrow i_t = \rho^e \; + r_t \; + r_t \; \rho^e \end{array}$$

Según Eugene F. Fama (1976), debido a que el término  $[r_t, \rho^e]$  podría ser considerado poco representativo frente a los valores de  $[\rho^e]$  y  $[r_t]$ , la relación entre la tasa interés nominal, la tasa de interés real y la inflación esperada no se vería afectada si escribimos la ecuación de la siguiente forma:

$$i_t = \rho^e + r_t$$

Si desarrollamos la ecuación (1), obtendríamos el siguiente resultado:

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Ilusión monetaria o *the money illusion*, es el término acuñado por Keynes a principios de siglo XX y que Fisher (1930) utilizó para indicar que la mayoría de las personas consideran al dinero como constante e incapaz de apreciarse o depreciarse; es decir, los agentes económicos no distinguen entre las variables reales y nominales.

equilibrio. Además, el cumplimiento de la ecuación (2) implicaría la super-neutralidad del dinero<sup>3</sup>.

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> **Super-neutralidad del dinero:** se dice que existe cuando los cambios continuos en la oferta monetaria no tienen efectos reales (Handa, 2000).

# CAPÍTULO III REVISIÓN DE LA LITERATURA

rezago de Koyck (1954)<sup>5</sup>, mientras que Yohe y Karnosky (1969) utilizaron el rezago polinomial de Almon (1965)<sup>6</sup>, con el fin de evitar problemas de multicolinealidad.

Sargent (1969) y Gibson (1970) confirmaron los resultados obtenidos por Fisher: un importante efecto de rezago distribuido en la formación de las expectativas. Gibson observó que parecía existir un factor cíclico en la formación de las expectativas de precios, que sugería un mayor patrón de ponderación para los cambios de precios de períodos pasados.

Yohe y Karnosky (1969) encontraron una aceleración en la velocidad de la formación de expectativas, siendo el efecto de las expectativas de precio mucho mayor para el período 1961-1969 que para el período 1952-1960. Gibson (1972)<sup>7</sup> utilizó información sobre encuestas publicadas por el Banco de la Reserva Federal de Filadelfia con el fin de evitar los sistemáticos errores de pronóstico ocasionados por los modelos adaptativos de formación de expectativas. En este trabajo Gibson observó que existía un ajuste casi uno a uno de las tasas nominales de interés frente a los cambios en la inflación durante el período 1959-1970, con un rezago de aproximadamente seis meses. Los resultados mostraron un rezago menor en la formación de expectativas y un mayor impacto de las expectativas sobre las tasas de interés para el período a partir de 1959, apoyando la evidencia presentada por Yohe y Karnosky. Utilizando cuatro enfoques para estimar las expectativas inflacionarias, Lahiri (1976) encontró que estas

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> Koyck, L.M. (1954); Distributed Lags and Investment Analysis. North Holland Publishing Co. Amsterdam, Holanda.

<sup>&</sup>lt;sup>6</sup> Almon, S. (1965); The Distributed Lag between Capital Appropiations and Expenditures. Econometrica 33. Pp. 178-196.

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup> Gibson, W.E. (1972); Interest Rates and Inflationary Expectations: New Evidence. American Economic Review 62. Pp. 854-865.

expectativas se formaban más rápidamente en el período después de 1960. Sus hallazgos fueron consistentes con los de Yohe y Karnosky, y Gibson.

#### III.1.2.- Expectativas racionales:

Algunos autores han basado su cálculo de inflación esperada en las expectativas racionales. A efectos de nuestro trabajo, resulta importante mencionar los estudios de Mishkin (1992)<sup>8</sup>, Yuhn (1996)<sup>9</sup>, y Carneiro, Divino y Rocha (2002) quienes al tratar de verificar la Hipótesis de Fisher utilizaron para calcular la inflación esperada un promedio móvil; estos últimos, en particular, utilizaron tres *leads*<sup>10</sup> y tres rezagos.

#### III.1.3.- Mercados eficientes:

Eugene Fama (1976) estableció que los futuros cambios en los precios se veían reflejados en las tasas de interés. Este dato fue interpretado por Fama como evidencia de la existencia de mercado eficiente. Utilizando data para las Letras del Tesoro a un mes como estimado para la tasa de interés y la variación en el Indice de Precios al Consumidor como estimado de la inflación, Fama comprobó que el mercado de las Letras del Tesoro americanas era eficiente y que la tasa de retorno en las Letras del Tesoro de uno a seis meses era constante dentro de un marco de expectativas racionales.

<sup>&</sup>lt;sup>8</sup> Mishkin, F.S. (1992); Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the Relationship between Inflation and Interest Rates. Journal of Monetary Economics 30. Pp, 195-215.

<sup>&</sup>lt;sup>9</sup> Yuhn. K. (1996); Is the Fisher Effect Robust? Further Evidence. Applied Economics Letters 3. Pp. 41-

<sup>10</sup> Leads: observaciones de períodos adelantados.

Se hicieron comprobaciones para vencimientos superiores a los seis meses. Los resultados obtenidos para todos los plazos indicaron que el mercado utilizaba toda la información disponible en relación a la tasa de inflación al establecer las tasas nominales de interés, avalando así la hipótesis del mercado eficiente.

## III.2.- <u>PLANTEAMIENTOS ALTERNATIVOS A LA HIPÓTESIS DE</u> <u>FISHER:</u>

Fisher (1930) proponía desde un punto de vista teórico que la tasa nominal de interés debería estar relacionada con la inflación esperada. Sin embargo, la prueba empírica de la relación uno-a-uno no siempre se comprueba. Algunos investigadores han propuesto planteamientos alternativos para tratar de explicar la razón por la cual no se cumple de manera estricta la hipótesis planteada por Fisher; estos estudios se detallan a continuación, según lo planteado por Mitchell-Innes (2006).

Robert Mundell (1963)<sup>11</sup>, premio Nóbel de Economía 1999, intenta explicar estos resultados empíricos argumentando que las presiones inflacionarias hacen que la tasa real de interés disminuya. Esto se debe a que la inflación hace disminuir el equilibrio del dinero real y en consecuencia la riqueza. Una disminución de la riqueza estimula el ahorro, que según Mundell puede adoptar varias formas incluyendo la adquisición de acciones y bonos. James Tobin (1965)<sup>12</sup>, premio Nóbel de Economía 1981, plantea que

<sup>12</sup> Tobin, James (1965); Money and Economic Growth. Econometrica 33. Pp. 671-684.

<sup>&</sup>lt;sup>11</sup> Mundell, Robert (1963); Inflation and Real Interest. Journal of Political Economy 71. Pp. 280-283.

la inflación lleva a las personas a incrementar sus tenencias de capital real. Este punto de vista compartido por Mundell y Tobin de la relación desfasada entre las tasas de interés y la inflación esperada es conocido como el efecto Mundell-Tobin.

Otros autores como Darby  $(1975)^{13}$  y Feldstein  $(1976)^{14}$  plantean que la estructura impositiva ejerce influencia sobre la relación establecida por Fisher. Según Darby "la tasa nominal de interés debe aumentar en  $[1/(1-\tau)]$  de punto básico por cada punto de aumento en la tasa de inflación esperada, donde " $\tau$ " es la tasa marginal impositiva, con el fin de mantener en términos reales los pagos a realizarse y a recibirse. Por tanto, la ecuación de Fisher sería igual a  $[(1-\tau) i_t = r_t + \pi_t^e]^{15}$ ." En este caso la tasa nominal de interés se ajustaría por encima de uno-a-uno frente a los cambios de la inflación esperada.

Algunos autores incluyen el impuesto sobre la renta en sus estudios para relacionar la inflación y la tasa nominal de interés. Entre ellos destacan los estudios de Carr, Pesando y Smith (1976)<sup>16</sup> quienes estudian la relación existente entre inflación, impuesto sobre la renta y tasa nominal de interés en Canadá entre 1959 y 1971. Aplicando varios modelos de tasa de interés, no llegan a alcanzar resultados concluyentes sobre si el impuesto sobre la renta hace que la tasa nominal de interés

<sup>13</sup> Darby, M.R. (1975); *The Financial and Tax Effects of Monetary Policy on Interest Rates*. Economic Inquirí 13. Pp. 266-276.

<sup>&</sup>lt;sup>14</sup> Feldstein, M. (1976); *Inflation, income tax and the rate of interest: A theoretical analysis.* American Economic Review 6. Pp. 809-820.

<sup>&</sup>lt;sup>15</sup> Siendo "i," la tasa nominal de interés, "r," la tasa real de interés y " $\pi_t^e$ " la tasa de inflación esperada (todas en el momento "t").

<sup>&</sup>lt;sup>16</sup> Carr, J.; Pesando, J.E.; Smith, L.B. (1976); Tax Effects, Price Expectations and the Nominal Rate of interest. Economic Inquiry 14. Pp. 259-269.

conocida con el nombre de Efecto Fisher Invertido, o Paradoja de Fisher y en realidad ha tenido poca comprobación empírica. Entre los autores que se han dedicado a su estudio se encuentran Carmichael y Stebbing (1983)<sup>21</sup> quienes establecen la hipótesis que la tasa nominal de interés sobre los activos financieros puede ser considerada como constante en el tiempo y que la tasa real de interés se mueve inversamente con la inflación, lo que no logran demostrar. Utilizando la misma data de estos últimos autores, Moazzami (1991)<sup>22</sup> no logra comprobar la existencia en el largo plazo de la relación inversa entre la tasa real de interés y la inflación esperada. Igualmente Choudhry (1997)<sup>23</sup> utilizando data para Bélgica, Francia y Alemania entre 1955 y 1994 y Woodward (1992)<sup>24</sup> utilizando data para el Reino Unido entre 1982 y 1990 no han podido comprobar la existencia del Efecto Fisher Invertido.

Shome, Smith y Pinkerton (1988)<sup>25</sup> plantean que cuando los inversionistas rechazan el asumir riesgo requieren una prima que les compense por cualquier riesgo involucrado en la tenencia de los activos. Según estos autores, no ha sido posible comprobar empíricamente de manera estricta la Hipótesis de Fisher debido a que las proxys de inflación esperada utilizadas en las diferentes investigaciones no toman en

<sup>21</sup> Carmichael, J.; Stebbing, P.W. (1983); Fisher's Paradox and the Theory of Interest. American Economic Review 73. Pp. 619-630.

<sup>22</sup> Moazzami, B., 1991. *The Fisher equation controversy re-examined*. Applied Financial Economics 1:3. Pp. 129-133.

<sup>23</sup> Choudhry, A. (1997); Cointegration Análisis of the Inverted Fisher Effect: Evidence from Belgium, France and Germany. Applied Economics Letters 4. Pp. 257-260.

<sup>24</sup> Woodward, G.T. (1992); Evidence of the Fisher Effect from UK Indexed Bonds. Review of Economics and Statistics 74. Pp. 315-320.

<sup>&</sup>lt;sup>25</sup> Shome, D.K.; Smith, S.D; Pinkerton, J.M. (1988); *The purchasing power of money and nominal interest rates: A re-examination*. Journal of Finance 43:5. Pp. 1113-1125.

cuenta la covarianza de la producción real y de los precios futuros. Estos autores desarrollan un modelo de la ecuación de Fisher que incluye la covarianza de este riesgo adicional.

Además de los autores citados por Mitchell-Innes (2006), Christopoulos y León-Ledesma (2007) plantean que la imposibilidad de demostrar la existencia del Efecto Fisher en algunos países se puede deber a la existencia de relaciones no lineales a largo plazo entre las tasas de interés y la inflación esperada. Utilizando data para los Estados Unidos de 1960 a 2004, estos autores establecen modelos ESTR<sup>26</sup> Y LSTR<sup>27</sup> que logran controlar las relaciones no lineales y constituyen vectores de cointegración de largo plazo.

## III.3.- ESTUDIOS SOBRE LA HIPÓTESIS DE FISHER EN LATINOAMÉRICA:

Son escasos los trabajos empíricos sobre el Efecto Fisher que se han desarrollado para países latinoamericanos. Entre estos estudios se encuentran los de Mendoza (1992)<sup>28</sup>, García (1993)<sup>29</sup>, Phylaktis y Blake (1993)<sup>30</sup>, Thornton (1996)<sup>31</sup>, Carneiro,

<sup>27</sup> LSTR o Logistic Smooth Transition Regression.

<sup>29</sup> García, M. G. P. (1993); The Fisher Effect in a Signal Extraction Framework: The Recent Brazilian Expirience. Journal of Development Economics 41. Pp. 71-93.

<sup>30</sup> Phylaktis, K.; Blake, D. (1993); The Fisher Hypothesis: Evidence From Three High Inflation Economies. Weltwirtschaftliches Archiv 129. Pp. 591-599.

<sup>&</sup>lt;sup>26</sup> ESTR o Exponential Smooth Transition Regresion.

<sup>&</sup>lt;sup>28</sup> Mendoza, E. G. (1992); Fisherian Transmisión and Efficient Arbitrage Under Partical Financial Indexation: The Case of Chile. International Monetary Fund Staff Papers 39. Pp. 121-147.

Thornton, J. (1996); The Adjustment of Nominal Interest Rates in México: A Study of the Fisher Effect. Applied Economic Letters 3. Pp. 255-257.

Divino y Rocha (2002), Arguedas (2003), y Liquitaya y Lizarazu (2003). En relación con el caso específico de Venezuela, hemos conseguido los siguientes estudios: Jorgensen y Terra (2003), quienes estudiaron 14 países incluyendo Venezuela, y Ávila y Morales (2004) quienes estudian específicamente el caso de Venezuela.

En el contexto de la indexación financiera parcial de Chile<sup>32</sup>, Mendoza (1992) buscó analizar el comportamiento de las tasas de interés de los depósitos bancarios, indexados y no indexados, para determinar si se practican las técnicas de arbitraje en los mercados financieros y si los diferenciales de las tasas de interés contienen información significativa para el pronóstico de la inflación. Según Cooray (2002), los resultados mostraron que la indexación facilitaba la intermediación financiera en un ámbito inflacionario y no implicaba tasas de interés más altas que las de un sistema sin indexación; además, los resultados parecieron validar la Hipótesis de Fisher.

Según Cooray (2002), García (1993), utilizando data de Brasil para el período 1973-1990 sobre las tasas de interés de certificados de depósito no indexados de una muestra de bancos y los índices de precios al consumidor, descubrió que la data era consistente con la Hipótesis de Fisher.

Los estudios de Phylaktis y Blake (1993) y Carneiro, Divino y Rocha (2002) se enfocaron en tres economías consideradas como de alta inflación: Argentina, Brasil y México. Según Cooray (2002), Phylaktis y Blake utilizaron data de las décadas de los 70

<sup>&</sup>lt;sup>32</sup> La indexación financiera de Chile se basó en el uso de una unidad de cuenta única conocida como "Unidad de Fomento" (UF), y al estar relacionada con la tasa de inflación con un mes de atraso, operaba como tasa de cambio con respecto a los pesos chilenos para todas las transacciones financieras indexadas.

y 80<sup>33</sup> para estas tres economías para correr pruebas de raíz unitaria y la prueba de cointegración de Engle & Granger (1987), descubriendo la existencia de una relación uno-a-uno de largo plazo entre las tasas nominales de interés y la inflación de las tres economías analizadas. Además, al comparar las velocidades de ajuste de las tasas de interés a la inflación no anticipada de estas tres economías con las de Australia y EE.UU., los resultados reflejaron el hecho de que las economías caracterizadas por altas tasas de inflación se ajustan con mayor lentitud. En el caso de Carneiro, Divino y Rocha, los cuales utilizaron data mensual de las décadas de los 80 y 90<sup>34</sup> para correr las pruebas de raíces unitarias de Dickey-Fuller aumentada y de Phillips-Perron, y la prueba de cointegración de Johansen (1988<sup>35</sup>,1991<sup>36</sup>), demostraron la cointegración entre las tasas nominales de interés y la inflación esperada para las tres economías. Sin embargo, utilizando pruebas de exogeneidad débil, lograron demostrar que la Hipótesis de Fisher se validaba sólo en los casos de Argentina y Brasil, ya que para el caso de México la tasa de inflación era la que se ajustaba a los cambios en la tasa nominal de interés del período considerado.

Thornton (1996) hizo una revisión sobre la existencia del Efecto Fisher entre las tasas de rendimiento de las Letras del Tesoro (después de impuesto) a 91 días y la inflación trimestral efectiva en México para le período 1978-1994, utilizando pruebas de

33 Argentina (1971-1987), Brasil (1979-1991) y México (1972-1984).

Argentina (01:1980-12:1997), Brasil (01:1980-12:1998) y México (01:1980-12:1999).

Johansen, S. (1988); Statistical Analisis of Cointegration Vectors. Journal of Economic Dinamics and Control 12. Pp. 231-254.

<sup>&</sup>lt;sup>36</sup> Johansen, S. (1991); Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autorregresive Models. Econometrica 59. Pp. 1551-1580.

raíces unitarias y de cointegración. Los resultados arrojados por este estudio fueron, según Cooray (2002), consistentes con los obtenidos por Phylaktis y Blake (1993).

En su trabajo, Arguedas (2003) propuso una revisión de la Hipótesis de Fisher y la Hipótesis de Fisher Inversa en Bolivia, empleando tasas de rendimiento de los títulos públicos a 91 días en moneda nacional para el período 06:1994-06:2003 (subdividido en 06:1994-12:1998 y 01:1999-06:2003) y tasas de inflación trimestrales efectivas. Utilizando la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentada y la prueba de cointegración de Johansen, encontró que la relación de largo plazo entre las tasas de interés e inflación se verificó para el período total, pero no para ambos sub-períodos, por lo que Arguedas argumenta que no se puede afirmar que se verifica la Hipótesis de Fisher en el largo plazo; en el corto plazo tampoco se pudo evidenciar la Hipótesis de Fisher. Sin embargo, el estudio demostró que la Hipótesis de Fisher Inversa se confirmaba para los títulos públicos en moneda nacional a 91 días:

"Este resultado nos muestra que la tasa de interés nominal de los títulos públicos no guarda relación con la inflación esperada, por lo que las variaciones de la inflación se traducen en variaciones de la tasa de interés real en moneda nacional." (Pp.12)

Liquitaya y Lizarazu (2003), utilizando data mensual original (sin desestacionalizar) de México para el período comprendido entre febrero de 1985 y junio de 2002, realizaron las pruebas de raíces unitarias de Dickey-Fuller aumentada y de Phillips-Perron, y la prueba de cointegración en base a la metodología de Johansen. Los

resultados obtenidos les permitieron afirmar que la Hipótesis de Fisher no se verificaba en su sentido estricto para el caso mexicano, ni en el corto ni en el largo plazo:

"...en el largo plazo, la variación de la tasa nominal de interés es menos que proporcional a los cambios en la tasa de inflación esperada; y en el corto plazo se mueven inclusive en direcciones opuestas, probablemente debido a que las variaciones en la tasa de inflación están asociadas a cambios en sentido opuesto de la tasa real de interés (como lo sugieren otros estudios). Sin embargo, la misma evidencia indica que la tasa de inflación mantiene una relación 'de equilibrio' de largo plazo con dichas tasas (cointegra) y que, en el corto plazo, es posible predecir la dinámica de la inflación utilizando los valores rezagados de la misma variable y de las tasas nominales de interés, posibilidad que se acentúa en el marco de un modelo de corrección de errores, donde se combina la relación 'de equilibrio' de largo plazo con el influjo que tienen, en el corto plazo, las variables relevantes sobre los cambios ulteriores de la tasa de inflación." (Pp. 127-128)

Jorgensen y Terra (2003), buscando probar la existencia de una relación fisheriana entre las tasas de interés y la inflación, utilizaron un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) de 4 variables para investigar las relaciones de causalidad entre la inflación, rendimiento de acciones, tasas de interés y la actividad real en 7 países industrializados (Alemania, Canadá, Francia, Italia, Japón, Reino Unido y EE.UU.) y siete países en desarrollo de Latinoamérica (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Venezuela). En el caso de los países latinoamericanos, la Hipótesis de Fisher se validó sólo para los casos de México y Argentina.

El estudio de Ávila y Morales (2004), cuya finalidad era revisar el Efecto Fisher en Venezuela mediante un análisis de cointegración, utilizó data mensual del período 01:1994-11:2003 de la tasa nominal de depósitos y de la inflación efectiva, entendida como la variación del índice de precios del consumidor. En este estudio se pudo concluir la no validez del Efecto Fisher para el caso venezolano.

Información relacionada con estos estudios puede verse de forma resumida en el ANEXO 1: Revisión de la literatura [Ver tabla 1].

# CAPÍTULO IV MARCO METODOLÓGICO

## **CAPÍTULO IV**

# MARCO METODOLÓGICO

Como se explicó antes, el Efecto Fisher predice que en el largo plazo la tasa nominal de interés es igual a la tasa esperada de inflación más la tasa real de interés, y que la tasa nominal de interés se ajusta uno-a-uno con los movimientos de la inflación esperada. Estas relaciones de largo plazo se pueden medir usando el análisis de cointegración.

En el presente trabajo, se buscará revisar la validez de la hipótesis de Fisher en Venezuela para el período de 1990 al 2005, a través de análisis de cointegración que se efectuará entre las tasas nominales de interés, tanto activas como pasivas, y la variable proxy de inflación esperada que se estimará para las mismas. A continuación se presenta la secuencia metodológica que se seguirá en este estudio:

# IV.1.- <u>DETERMINAR EL PROCESO GENERADOR DE DATOS DE</u> <u>CADA SERIE TEMPORAL:</u>

Para poder realizar las pruebas de raíces unitarias, las cuales se explican con mayor detalle en el **2do paso**, es necesario establecer posibles formas del proceso generador de datos de cada una de las series temporales, para lo cual graficaremos cada una de estas series de forma independiente.

Para graficar cada una de las series a estudiar, se utilizará al programa Eviews 5.0. Luego, a partir de los gráficos, se determina si el proceso generador de datos de la series temporales presenta o no constante o intercepto, y si presenta o no tendencia determinística.

# IV.2.- <u>DETERMINAR EL ORDEN DE INTEGRACIÓN DE CADA SERIE</u> <u>TEMPORAL:</u>

El orden de integración de una serie temporal representa el número de veces que debe diferenciarse una serie de tiempo para que la misma sea estacionaria; es decir, se dice que una serie es integrada de orden "i", escrita I(i), si después de diferenciarla "i" veces se convierte en estacionaria. Para determinar el orden de integración de una serie temporal se realizan pruebas de contraste de raíces unitarias.

El paquete econométrico EViews 5.0. permite correr 5 pruebas de raíces unitarias: la Aumentada de Dickey-Fuller, Dickey-Fuller GLS¹ [ERS], Phillips-Perron, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, Elliot-Rothenberg-Stock Point-Optimal y Ng-Perron. De estas, la más utilizada es la ADF, seguida por la de PP. Según Mahadena y Robinson (2004), una estrategia bastante común es la de examinar la presencia de una raíz unitaria en una serie temporal a través de dos o más pruebas y observar si estas derivan el mismo resultado, o si las diferencias entre los resultados tienen explicación.

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> GLS o generalized least squares.

En el presente trabajo se utilizarán la prueba Aumentada de Dickey-Fuller y la prueba de Phillips-Perron, las cuales se explican con mayor detalle a continuación.

#### IV.2.1.- Prueba Aumentada de Dickey-Fuller:

Entre 1979<sup>2</sup> y 1981<sup>3</sup> Dickey y Fuller diseñaron un procedimiento para probar formalmente la presencia de raíces unitarias en series de tiempo, procedimiento comúnmente denominado prueba Dickey-Fuller (DF). La prueba comienza suponiendo la existencia de un proceso generador de datos autorregresivo de primer orden, AR(1), en la serie estudiada, de la forma:

$$y_t = \delta y_{t-1} + \mu_t$$

Si, partiendo de la ecuación anterior, se demuestra que " $\delta$ =1", entonces la serie de tiempo de la variable " $y_t$ " presenta raíz unitaria, y por ende, describe un proceso no estacionario de caminata aleatoria. Dickey y Fuller (1979) consideran tres diferentes ecuaciones de regresión para representar el proceso generador de la serie temporal que pueden utilizarse para probar la presencia de una raíz unitaria en la serie estudiada:

Hipótesis simple:

$$y_t = \delta y_{t-1} + \mu_t$$
 [a]

Hipótesis incluyendo constante o intercepto:

$$y_t = k + \delta y_{t\text{-}1} + \mu_t \tag{b}$$

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> 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. Pp. 427-431

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Dickey, D.A.; Fuller, W.A. (1981); Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Econometrica 49:4. Pp. 1057-1072.

Hipótesis incluyendo constante o intercepto, y tendencia:

$$y_t = k + \delta y_{t-1} + \sigma d_t + \mu_t$$
 [c]

donde "k" representa la constante o intercepto del modelo, "dt" representa la tendencia determinística del modelo, y " $\mu_t$ " representa el término de perturbación, el cual sigue un proceso estacionario o de ruido blanco.

Las ecuaciones [a], [b] y [c] representan modelos autorregresivos de orden 1, en el cual la variable "y<sub>t</sub>" se hace depender de su primer rezago. La ecuación [a] es un modelo puramente aleatorio, la ecuación [b] añade un término de intercepto "k", y en la ecuación [c] se incluye un término de intercepto "k" y una tendencia determinística "d<sub>t</sub>" que no es otra cosa que los valores que toma el tiempo, es decir, de 1 a n (número de observaciones); es posible que el coeficiente "σ" sea significativo, lo que indica que la variable "y<sub>t</sub>" presenta una tendencia temporal determinística.

El modelo (seleccionado) será valido, si y solo si, "δ" es en valor absoluto menor que 1, lo que indica que la serie es estacionaria. Si "δ" es en valor absoluto mayor o igual a 1, el modelo no será válido, y por tanto, la serie es no estacionaria.

Los modelos anteriores podrían ser reescritos de la siguiente manera:

Hipótesis simple:

$$Dy_t = \rho y_{t-1} + \mu_t$$
 [d]

Hipótesis incluyendo constante o intercepto:

$$Dy_t = k + \rho y_{t-1} + \mu_t$$
 [e]

Hipótesis incluyendo constante o intercepto, y tendencia:

$$Dy_t = k + \rho y_{t-1} + \sigma d_t + \mu_t$$
 [f]

donde " $\rho = \delta - 1$ ". En este caso, el modelo (seleccionado) será valido, si y sólo si, " $\rho$ " es menor que cero (lo que es equivalente a " $\delta < 1$ "), y por tanto, lo que indica que la serie es estacionaria. Si " $\rho$ " es igual a cero, el modelo no será válido, y por tanto, la serie es no estacionaria.

La prueba DF asume que los términos de perturbación no están correlacionados. En presencia de correlación serial, Dickey y Fuller proponen incluir suficientes rezagos de la variable dependiente en la regresión para eliminar el problema de correlación serial de los residuos, dando origen a la prueba Aumentada de Dickey-Fuller (ADF). La prueba de ADF incluye términos autorregresivos, AR(p), de los términos "Dyt" en cada uno de los tres modelos alternativos representados por las ecuaciones [d], [e] y [f], por tanto tenemos:

Hipótesis simple:

$$Dy_t = \rho y_{t-1} + \sum_{t=1}^{p} j Dy_{t-1} + \mu_t$$
 [g]

Hipótesis incluyendo constante o intercepto:

$$Dy_{t} = k + \rho y_{t-1} + \sum_{t=1}^{p} \tau_{j} Dy_{t-1} + \mu_{t}$$
 [h]

Hipótesis incluyendo constante o intercepto, y tendencia:

$$Dy_t = k + \rho y_{t\text{-}1} + \sigma d_t + \sum_{t=1}^p \!\! j_t Dy_{t\text{-}1} + \mu_t \qquad \qquad [i]$$

El parámetro de interés en todas las ecuaciones de regresión es, al igual que en el caso de las ecuaciones [d], [e] y [f], " $\rho$ ". Si " $\rho$  = 0", la serie contiene una raíz unitaria.

Para determinar la forma de la ecuación más adecuada, se utilizará la descripción de cada serie obtenida en el "1er paso: graficar cada una de las series".

Para la prueba ADF<sup>4</sup> el Eviews 5.0. utiliza los valores críticos del estadístico "t" de Mackinnon (1996) para probar si la serie es integrada de orden cero, uno o dos, pudiéndose elegir entre las ecuaciones [g], [h] e [i] para representar al modelo; además permite elegir cuantos rezagos de la variable dependiente se desean incluir en la ecuación modelo.

EViews 5.0. permite elegir de forma automática entre 6 criterios de información para seleccionar la amplitud del rezago, con la opción de establecer un número máximo de rezagos: Akaike, Akaike Modificado, Schwarz, Schwarz Modificado, Hannan-Quinn y Hannan-Quinn Modificado. En cuanto al número máximo de rezagos de la variable dependiente que se deberían de incluir en la ecuación modelo, a menos de que haya una buena razón para creer que existe un muy elevado orden de auto-correlación, conviene utilizar 12 rezagos para data mensual y 4 rezagos para data trimestral (Mahadena y Robinson, 2004). Cabe destacar que el programa también permite que el usuario establezca de forma arbitraria el número de rezagos que desea incluir en la ecuación.

La prueba ADF plantea una hipótesis nula (H<sub>0</sub>) que propone que la serie tiene una raíz unitaria. En función de la forma en que se presente el modelo o ecuación

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> La prueba de ADF es igual a la prueba DF, cuando no se incluyen rezagos de la variable dependiente en la ecuación modelo.

representativa de la serie, el contraste de hipótesis puede adoptar dos formas equivalentes:

$$H_0$$
:  $\delta = 1$  ó  $\rho = 0$ 

$$H_1: \delta < 1 \circ \rho < 0$$

El contraste de hipótesis se hace en base a la siguiente regla de decisión:

Regla de decisión		Contraste de hipótesis	Significado econométrico
t*  <  Test critical value	t* > Test critical value	No Rechazo	Hay raíz unitaria
t*  >  Test critical value	t* < Test critical value	Rechazo	No hay raíz unitaria

## IV.2.2.- Prueba de Phillips-Perron:

La prueba planteada por Phillips y Perron (PP) en 1988 modifica el test estadístico de raíces unitarias de forma que no es necesaria la inclusión de variables dependientes rezagadas en la ecuación modelo para eliminar problemas de correlación serial de los términos de perturbación o residuos, ya que realiza una corrección semiparamétrica de la auto-correlación mediante el método de Newey y West (1987), mediante la modificación del estimador de la varianza de los términos de perturbación o residuos. Además, esta prueba se basa en una teoría asintótica, de forma que actúa adecuadamente para muestras grandes (Mahadena y Robinson, 2004).

Por otra parte, cuando el proceso generador de una serie temporal está sujeto a posibles cambios estructurales, lo cual sesga el resultado de la prueba ADF hacia el no rechazo de la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria en la serie, se recomienda utilizar la prueba de PP (Barcia, 2006; Carneiro, Divino y Rocha, 2002).

Para la prueba PP el Eviews 5.0. utiliza los valores críticos del estadístico "t" de Mackinnon (1996) para probar si la serie es integrada de orden cero, uno o dos, pudiéndose elegir entre las ecuaciones [d], [e] y [f] para representar al modelo; además permite elegir qué ventana espectral se utilizará y la amplitud de la banda o del rezago, según sea el caso.

En cuanto a los posibles ventanas espectrales, EViews 5.0. permite elegir entre: el *kernel* de Bartlett, el de Parzen y el de espectro cuadrático, y entre los espectros autorregresivos en base a modelos de mínimo cuadrado ordinario, de mínimo cuadrado ordinario *detrended*<sup>5</sup> y mínimo cuadrado generalizado *detrended*.

Por otra parte, el programa permite elegir de forma automática entre la amplitud de banda de Newey-West, la de Andrews o de elección particular del usuario en caso de que se utilice alguno de los *kernel* como estimador del espectro; en caso de que se utilice alguno de los métodos autorregresivos, se puede elegir entre 6 criterios de información para seleccionar la amplitud del rezago, con la opción de establecer un número máximo de rezagos: Akaike, Akaike Modificado, Schwarz, Schwarz Modificado, Hannan-Quinn y Hannan-Quinn Modificado, así como un amplitud del rezago especificada arbitrariamente por el usuario.

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> Detrended: habiendo eliminado la tendencia.

La prueba PP plantea una hipótesis nula (H<sub>0</sub>) que propone que la serie tiene una raíz unitaria. En función de la forma en que se presente el modelo o ecuación representativa de la serie, el contraste de hipótesis puede adoptar dos formas equivalentes:

$$H_0$$
:  $\delta = 1$  ó  $\rho = 0$ 

$$H_1: \delta < 1 \circ \rho < 0$$

El contraste de hipótesis se hace en base a la siguiente regla de decisión:

Regla de	decisión	Contraste de hipótesis	Significado econométrico
Adj. t*  <  Test critical value	Adj. t* > Test critical value	No Rechazo	Hay raíz unitaria
Adj. t*  >  Test critical value	Adj. t* < Test critical value	Rechazo	No hay raíz unitaria

# IV.3.- PRUEBA DE COINTEGRACIÓN:

Se dice que dos o más series no estacionarias de orden I(1) están cointegradas si existe una combinación lineal de esas series que sea estacionaria<sup>6</sup> o de orden I(0)<sup>7</sup>. Esto quiere decir que, aunque las variables diverjan en el corto plazo, se mueven conjuntamente a lo largo del tiempo y las diferencias entre ellas son estables

<sup>&</sup>lt;sup>6</sup> Una serie de tiempo será considerada como **estacionaria** si su media y su varianza son finitas y constantes.

<sup>7 &</sup>quot;Cuando una serie es no estacionaria, los valores que toma en un momento del tiempo son, por definición, la acumulación de todas las perturbaciones o "shocks" pasados, a diferencia de las series estacionarias, para la cuales el efecto de las perturbaciones es transitorio." (Pérez López, 2006)

(estacionarias). Las diferencias (o términos de error) en la ecuación de cointegración se interpretan como el error de desequilibrio para cada punto particular del tiempo:

"Por lo tanto, el análisis de cointegración permite, entre otras cosas, detectar si existe la posibilidad de obtener ecuaciones correctas, es decir, libres de resultados espurios, de los parámetros que definen las relaciones entre dos o más series, tanto a corto como a largo plazo." (Pérez López, 2006)

La metodología de Johansen (1988, 1991) es una técnica econométrica popularmente utilizada para probar la existencia de cointegración en las variables I(1), que consiste en colocar las series que presenten raíces unitarias en un vector autorregresivo a partir del cual se intenta probar la existencia de una o más combinaciones lineales J(U) o vectores de cointegración, como también se les denomina.

La metodología de Johansen es una prueba de máxima verosimilitud por lo que requiere de grandes volúmenes de datos (100 ó más), es aplicable a sistemas de ecuaciones y prueba la existencia de múltiples vectores de cointegración entre las variables, mediante la prueba de la Traza y del máximo autovalor (Mata, 05:2004). Este método econométrico está basado en modelos VAR (Vectores autorregresivos) en el que se asumen todas las variables como endógenas (aún y cuando es posible incluir variables exógenas):

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{\eta}_1 \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{v}_t$$

donde " $v_t$ " representa el término de perturbación, el cual sigue un proceso estacionario o de ruido blanco.

Si calculamos la primera diferencia de "x<sub>t</sub>", obtenemos:

$$\Delta x_t = x_t - x_{t-1} = \eta_1 x_{t-1} - x_{t-1} + \nu_t$$
  
$$\Delta x_t = (\eta_1 - I) x_{t-1} + \nu_t$$

Si sustituimos  $(\eta_1 - I)$  por  $\Pi$ ,

$$\Delta x_t = \prod_{t=1} v_t + v_t$$

Siendo "g" el número de variables en el sistema de ecuaciones, " $x_t$ " y " $v_t$ " son vectores (g x 1), " $\eta_1$ " es la matriz de parámetros (g x g) y "I" es una matriz identidad (g x g).

El rango de la matriz " $\Pi$ " (r) es igual al número de vectores de cointegración. Si "r = 0", entonces no hay vectores de cointegración. Además, si hay "g" variables en el sistema de ecuaciones, puede haber un máximo de "g - 1" vectores de cointegración.

Por otra parte, la matriz "Π" se define como el producto de dos matrices:

$$\Pi = \alpha * \beta'$$

cuyas dimensiones son (g x r) y (r x g) respectivamente.

La matriz " $\beta$ " muestra los coeficientes de largo plazo de los vectores de cointegración y la matriz " $\alpha$ ", también conocida como el parámetro de ajuste, es similar a un término de corrección de error.

La metodología de Johansen genera dos pruebas estadísticas: traza y máximo autovalor, las cuales pueden ser utilizadas para determinar el número de vectores de

<sup>&</sup>lt;sup>8</sup> El Eviews 5.0. muestra los coeficientes normalizados de los coeficientes de largo plazo, de forma que la relación muestra una de las variables como dependiente.

<sup>&</sup>lt;sup>9</sup> El Eviews 5.0. muestra "α", de forma que pueda ser interpretada como un término de corrección de error.

cointegración presentes, aunque ambas pruebas no siempre indican el mismo número de vectores de cointegración.

La prueba de la traza es un test conjunto, y definiendo "V" como el número de vectores de cointegración, se puede establecer el siguiente contraste de hipótesis:

$$H_0: V \leq r$$

$$H_1: V > r$$

La prueba del máximo autovalor realiza una prueba por separado en cada autovalor. Definiendo "V" como el número de vectores de cointegración, se puede establecer el siguiente contraste de hipótesis:

$$H_0: V = r$$

$$H_1: V = r + 1$$

Para realizar la prueba de cointegración a partir del procedimiento de Johansen se requiere calcular algoritmos muy complejos, por tanto se suelan utilizar softwares especializados; en el presente estudio, se utilizará el programa EViews 5.0.

### IV.3.1.- Elegir el orden del VAR y las opciones de especificación:

Para evaluar la prueba de cointegración de Johansen se pueden considerar diversas especificaciones:

#### Asumir la ausencia de tendencia determinística en la data:

- 1) Ecuación de cointegración sin intercepto ni tendencia o probar VAR.
- 2) Ecuación de cointegración con intercepto y sin tendencia. Modelo VAR sin intercepto.

#### Permitir tendencia determinística lineal en la data:

- 3) Ecuación de cointegración sin intercepto ni tendencia y probar VAR.
- 4) Ecuación de cointegración con intercepto y tendencia. Modelo VAR sin tendencia.

#### Permitir tendencia determinística cuadrática en la data:

5) Ecuación de cointegración con intercepto y tendencia. Modelo VAR con tendencia lineal.

#### Sumario:

6) Sumario de los 5 conjuntos de supuestos.

Para elegir la longitud de los rezagos u orden del VAR y las opciones de especificación, se debe estimar un VAR irrestricto bajo las especificaciones de la opción (6), la cual muestra un concentrado de los valores de los criterios de Máxima Verosimilitud, de Akaike y de Schwarz. La estimación del VAR irrestricto se evalúa rezago por rezago iniciando con 12 rezagos hasta llegar a uno, y se van comprobando los números de los criterios de Máxima Verosimilitud, de Akaike y de Schwarz.

En el caso del criterio de Máxima Verosimilitud se busca aquél que maximice su valor; mientras que en el caso de los criterios de Akaike y de Schwarz, se busca aquél que minimice su valor, o que lo maximice en valor absoluto (Loría, 2007). Si bien éstos son los principios que deben guiar la búsqueda de la especificación, no hay reglas

escritas preestablecidas ya que muchas veces no todos los criterios coinciden en torno a la mejor asignación.

En el presente estudio, se utilizarán los 3 criterios de selección para determinar el orden del VAR y las opciones de especificación.

#### IV.3.2.- Se prueba la cointegración:

Una vez seleccionados tanto el orden del VAR como las opciones de especificación, la cointegración se comprueba al contrastar que los estadísticos de la traza y del máximo autovalor sean mayores a los valores críticos al 95% de confianza.

De hecho, Eviews 5.0. reporta automáticamente el número de vectores de cointegración que se encontró con la especificación. Además, el programa indica los vectores de cointegración normalizados que reportan resultados plausibles y los vectores de coeficientes de velocidad de ajuste promedio, es decir, la matriz " $\beta$ " y la matriz " $\alpha$ " respectivamente. De la matriz " $\alpha$ ", el elemento " $\alpha_{11}$ " establece tanto la existencia o no de corrección de error para el primer vector de cointegración como la magnitud de su velocidad de ajuste promedio, y así sucesivamente.

Cabe destacar que, debido a que en el presente estudio se buscará comprobar la cointegración entre una tasa nominal de interés, ya sea la activa o la pasiva, y la variable proxy de inflación esperada estimada, es decir "g = 2", se puede establecer como máximo un vector de cointegración para cada pareja de variables (Morley, 2008). Además, adelantando el hecho de que se trabajará con data de frecuencia mensual, los

coeficientes de velocidad de ajuste reflejarán la velocidad con la que la tasa de interés se mueve para eliminar los shocks en la inflación en un mes (Carneiro, Divino y Rocha, 2002).

# IV.4.- ESPECIFICAR Y ESTIMAR LAS RELACIONES FUNCIONALES DE LARGO PLAZO:

Se establecerán dos relaciones funcionales de largo plazo entre, "TP" y "LN(1+INFLe.))", y "TA" y "LN(1+INFLe.))", a través de una regresión de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) a partir de la siguiente representación de la Hipótesis de Fisher transformada utilizando logaritmos de base neperiana:

$$Ti_t = C_t + \gamma LN(1+INFLe.)_t + \varepsilon_t$$
 [j]

Donde:

Ti<sub>t</sub>: representa el logaritmo neperiano de uno más la tasa nominal de interés del periodo "t", donde la "i" será sustituida por la letra "P" para hacer referencia a la tasa de interés pasiva, y "A" para hacer referencia a la tasa de interés activa.

Ct: representa el logaritmo neperiano de uno más la tasa de interés real de largo plazo.

LN(1+INFLe.)<sub>t</sub>: representa el logaritmo neperiano de uno más la inflación esperada del período "t".

 $\varepsilon_t$ : representa los términos de perturbación estacionarios del período "t".

Si  $\gamma$ =1, entonces se podría decir que existe una relación proporcional unitaria de equilibrio entre "Ti<sub>t</sub>" y "LN(1+INFLe.)<sub>t</sub>".

Cuando se estima un modelo MCO a partir de variables I(0), los estimadores del modelo (" $\hat{C}_t$ " y " $\hat{\gamma}$ ") se consideran consistentes, es decir, el estimador se aproxima al valor poblacional a medida que aumenta el tamaño de la muestra. Por otra parte, si un conjunto de variables I(1) están cointegradas, un modelo MCO origina estimadores de los parámetros de cointegración "superconsistentes", es decir, tal y como probó Stock (1987)<sup>10</sup>, los estimadores convergen al valor poblacional más rápidamente que los de los modelos MCO que utilizan variables estacionarias.

En caso de que las variables no cointegren, y sean de orden I(i) donde " $i \neq 0$ ", la regresión se debe plantear en base a las variables transformadas en diferencias " $D^i$ (variable)" para que sean estacionarias, y por ende, se evite la formulación de regresiones espurias  $I^{11}$ .

A partir de las salidas que EViews 5.0. genere para este modelo, se realizarán 10 pruebas para determinar si dicha ecuación explica o no el comportamiento de la tasa de interés nominal en el largo plazo: signos de los coeficientes, bondad del ajuste, significación individual de los coeficientes, significación conjunta de los coeficientes, autocorrelación, heterocedasticidad, estabilidad estructural, normalidad de los residuos, estacionariedad y predicción. Otra prueba que se le suele aplicar a los modelos MCO es

Stock, James (1987); Asymptotic Properties of Least-Squares Estimators of Cointegration Vector. Econometrica 55. Pp. 1035-1056.

<sup>&</sup>lt;sup>11</sup> **Regresión espuria:** modelo en el que la relación entre las variables es función de las tendencias temporales de las mismas y no de los valores de las variables per se (Barcia, 2006).

la de multicolinealidad; sin embargo, como nuestros modelos incluirán sólo una variable explicativa, no será necesaria su aplicación. Los detalles de estas pruebas se presentan en la tabla 12; a efectos del presente estudio, se utilizará un nivel de significación de 0,05. para la evaluación de las pruebas de los modelos.

En caso de que alguno de los modelos estimados deba ser corregido, el mecanismo de corrección y sus implicaciones serán especificados y explicados en la sección pertinente del **Análisis Empírico.** 

# CAPÍTULO V ANÁLISIS EMPÍRICO

## CAPÍTULO V

# ANÁLISIS EMPÍRICO

#### V.1.- <u>DATA:</u>

Para realizar el análisis empírico se utilizaron datos mensuales para la República Bolivariana de Venezuela de las tasas de interés activas y pasivas, así como de la variación porcentual del IPC para el período comprendido entre enero de 1990 y diciembre de 2005. La data utilizada fue tomada de las Estadísticas Financieras Internacionales (IFS) del Fondo Monetario Internacional (FMI) actualizadas al 2006, las cuales fueron extraídas de los informes mensuales del Banco Central de Venezuela [Ver tabla 2]. La fuente mencionada define las variables de la siguiente manera:

- Tasa Activa: tasa promedio ponderada cobrada por la banca comercial y universal sobre préstamos industriales, agrícolas, comerciales y préstamos para la adquisición de vehículos en moneda nacional. La tasa es ponderada por el monto de los préstamos.
- Tasa Pasiva: tasa promedio ponderada ofrecida por los bancos comerciales y universales en los depósitos en moneda nacional a 90 días. La tasa es ponderada por el monto de los depósitos.

 Variación porcentual del IPC<sup>1</sup>: reflejan cambios en el costo de adquisición de la cesta básica de bienes y servicios, calculados utilizando la fórmula de Laspeyres.

Para estimar la serie de tiempo de la variable proxy de inflación esperada, seguiremos la metodología utilizada por Carneiro, Divino y Rocha (2002), quienes realizaron su trabajo para países que ellos definen como de alta inflación crónica (Argentina, Brasil y México), tal como es el caso de nuestro país, estimando la inflación esperada por medio de un promedio móvil de la tasa de inflación efectiva, utilizando tres *leads* y tres rezagos<sup>2</sup>. La lógica detrás de esto, tal como sugieren estos autores siguiendo a Yuhn (1996), es que los agentes económicos no tienen información sobre las tasas de inflación para largos períodos de tiempo, viéndose restringido su conjunto de información a un horizonte finito.

Otros autores que también utilizaron la técnica de promedio móvil de la tasa de inflación efectiva para calcular una variable proxy de inflación esperada fueron Mishkin (1992) y Yuhn (1996).

Indice de Precios del Consumidor: Período de ponderación de referencia 1997-1998. Cobertura geográfica: área metropolitana de Caracas. Número de elementos en la cesta: 287. Base para el cálculo: la ponderación se basa en la encuesta sobre presupuesto familiar de 1997-1998.

# V.2.- PRESENTACIÓN E INTERPRETACIÓN DE LOS RESULTADOS:

# V.2.1.- Determinar el proceso generador de datos de cada serie temporal:

Los gráficos 1, 2 y 3 muestran el comportamiento de las series "TP", "TA" y "LN(1+INFLe.)" para el período 1990:01-2005:12. En base a estos, podríamos afirmar que los procesos generadores de dato de las tres series temporales tienen intercepto y parecieran presentar una leve tendencia decreciente. Por tanto, las ecuaciones modelos a partir de las que se corrieron las pruebas de raíz unitaria ADF y PP son la [h] e [i], y la [e] y [f] respectivamente.

# V.2.2.- Determinar el orden de integración de serie temporal:

# V.2.2.1.- Prueba Aumentada de Dickey-Fuller:

En las tablas 3 y 4 se presentan los resultados de la prueba ADF, en base a modelos con intercepto e intercepto y tendencia lineal respectivamente, para las series "TP", "TA" y "LN(1+INFLe.)". La hipótesis nula de presencia de raíz unitaria no es rechazada en ninguna de las series de forma directa ni al 10%, ni al 5%, ni al 1%; la hipótesis nula es rechazada en primera diferencia de las series "TP" y "TA" al 10%, al 5% y al 1%, y de la serie "LN(1+INFLe.)" al 10% y 5%.

#### V.2.2.2. Prueba de Phillips-Perron:

En las tablas 5 y 6 se presentan los resultados de la prueba ADF, en base a modelos con intercepto e intercepto y tendencia lineal respectivamente, para las series "TP", "TA" y "LN(1+INFLe.)". La hipótesis nula de presencia de raíz unitaria no es rechazada en ninguna de las series de forma directa ni al 10%, ni al 5%, ni al 1%; la hipótesis nula es rechazada en primera diferencia en las tres series al 10%, al 5% y al 1%.

En conclusión, las dos pruebas de raíz unitaria realizadas mostraron resultados similares, indicando que todas las series son integradas de orden 1; es decir:  $TP \sim I(1)$ ,  $TA \sim I(1)$  y  $LN(1+INFLe.) \sim I(1)$ .

### V.2.3.- Prueba de Cointegración:

# V.2.3.1.- Elegir el orden del VAR y las opciones de especificación:

Las tablas 7 y 8 muestran los valores de los criterios de Máxima Verosimilitud, de Akaike y de Schwarz de los VAR irrestrictos estimados, rezago por rezago<sup>3</sup>, bajo las

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Sabiendo que las formas de las funciones de los criterios de información de Akaike y de Schwarz con respecto al número de rezagos son estrictamente convexas (Loría, 2007), se incluyeron rezagos hasta que se alcanzó el número más pequeño para ambos criterios. Para estandarizar la recolección de resultados, se corrieron las pruebas hasta con un máximo de 12 rezagos.

especificaciones de la opción (6) para las parejas de series "TP" y "LN(1+INFLe.)", y "TA" y "LN(1+INFLe.)" respectivamente. A partir de estas tablas, se puede observar que los estadísticos de información difieren notablemente; los resultados se presentan a continuación, y un resumen de los mismos se presenta en la tabla 9:

En el caso de las series "TP" y "LN(1+INFLe.)", se sugieren 5 estimaciones: estimación con 9 rezagos sin intercepto ni tendencia (opción de especificación 1); estimación con 13 rezagos sin intercepto ni tendencia (opción de especificación 1); estimación con 9 rezagos, con intercepto y sin tendencia (opción de especificación 2); estimación con 9 rezagos, con intercepto y tendencia lineal (opción de especificación 4); y estimación con 9 rezagos, e intercepto y tendencia cuadrática (opción de especificación 5).

En el caso de las series "TA" y "LN(1+INFLe.)", se sugieren 6 estimaciones: estimación con 6 rezagos sin intercepto ni tendencia (opción de especificación 1); estimación con 6 rezagos, con intercepto y sin tendencia (opción de especificación 2); estimación con 13 rezagos sin intercepto ni tendencia (opción de especificación 1); estimación con 13 rezagos, con intercepto y sin tendencia (opción de especificación 2); estimación con 8 rezagos, con intercepto y tendencia lineal (opción de especificación 4); y estimación con 8 rezagos, e intercepto y tendencia cuadrática (opción de especificación 5).

A cada estimación, se le hará la prueba de la traza y la del máximo autovalor para probar la presencia de cointegración entre las variables.

#### V.2.3.2- Se prueba la cointegración:

Utilizando EViews 5.0., se estimaron cada una de las ecuaciones sugeridas por los criterios de información en el apartado anterior. Los resultados de las estimaciones realizadas a partir de las series "TP" y "LN(1+INFLe.)" se presentan en la tabla 10, y los de las estimaciones realizadas a partir de las series "TA" y "LN(1+INFLe.)" se presentan en la tabla 11.

Tanto para el conjunto de series "TP" y "LN(1+INFLe.)" como el conjunto "TA" y "LN(1+INFLe.)", la hipótesis de la existencia de por lo menos un vector de cointegración se rechazó con un nivel de significación del 5% para todas las estimaciones evaluadas. Ante esto, no se puede concluir la existencia de una relación de largo plazo entre las dos variables, y por tanto, pareciera que el Efecto Fisher no se cumple para estos conjuntos de series.

### V.2.4.- Especificar y estimar las relaciones funcionales de largo plazo:

Debido a que todas las series del estudio son I(1) y las parejas de series "TP" y "LN(1+INFLe.)", y "TA" y "LN(1+INFLe.)" no cointegran, las relaciones funcionales se deberán estimar utilizando las variables transformadas en primera diferencia, ya que de lo contrario, el modelo reflejaría una regresión espuria.

### V.2.4.1.- Estimación "D(TP) = TP(D(LN(1+INFLe.))":

A partir de los resultados arrojados por las prueba, podemos observar que: el signo del parámetro estimado de la tasa real de interés es negativo, mientras que el del coeficiente de la inflación esperada es positivo; la bondad del ajuste es negativo (Adjusted R-squared = -0,004968), y los dos coeficientes son individual y conjuntamente no significativos en términos estadísticos [Ver tabla 14]. Por otra parte, no hay sospecha de autocorrelación serial [Ver tabla 15].

El modelo presenta sospecha de heterocedasticidad [Ver tabla 16]; además, al observar el ploteo residual del modelo no se presentan sospechas de posibles cambios estructurales en el modelo. Sin embargo, sabiendo que la desviación estándar de los residuos es de (0,031002), el modelo pareciera exhibir shocks coyunturales, ya que presenta residuos con desviaciones superiores a dos desviaciones estándar (0,062004) en ciertos momentos del tiempo (según lo mostrado por EViews 5.0.):

Desviación respecto a la media
- 0,07134
+ 0,06817
+0,07890
- 0,07929
- 0,07958
+ 0,06286
- 0,07387
+ 0,07464
- 0,10880
- 0,08138
- 0,10044
+ 0,07118
+ 0,06592
+ 0,14767

Para intentar resolver tanto el problema de la heterocedasticidad como el de la inestabilidad estructural del modelo se introducirán variables dicotómicas o *dummy* adecuadas, las cuales pueden asumir dos posibles valores: "0" y "1". En el momento del tiempo en el que el modelo pudo haber sufrido algún shock producto de una perturbación en la economía, la variable asumirá un valor igual a "1"; en el resto de la serie, la variable asumirá un valor igual a "0". El nombre que se le dará a cada variable dicotómica será la letra "D" seguida del año y el mes en el que se sospecha la presencia de un shock coyuntural en el modelo (por ejemplo, D1990M01).

En el modelo estudiado, se incluirán 3 variables dicotómicas (también conocidas como variables *dummy*): D1994M08, D1996M06 Y D2002M03. Las justificaciones histórico-económicas para la inclusión de estas variables se presentan en el **ANEXO 9**: **Justificación Histórico-Económica para la inclusión de variables** *dummy* [Ver tabla 30].

Del modelo MCO modificado [Ver tabla 17], el signo del término de intercepto es negativo, mientras que el del coeficiente de la variación de la inflación esperada es positivo; la bondad del ajuste es positiva (*Adjusted R-squared* = 0,225497), los coeficientes de la tasa real y de la variación de la tasa de inflación esperada son individualmente no significativos en términos estadísticos, pero son en conjunto (junto con los coeficientes de las variables *dummy*) estadísticamente significativos. Además, se resolvió el problema de heterocedasticidad del modelo [Ver tabla 18].

Al analizar los residuos del modelo MCO modificado, observamos que la desviación típica de los mismos disminuyó en (0,004002), al pasar de (0,031002) a (0,027). El coeficiente de asimetría de los residuos es de (-0,216203), el de curtosis es de

(4,432822) y la probabilidad asociada al criterio de Jarque-Bera es (0,000135) [Ver tabla 19]; por tanto, se rechaza la hipótesis de la normalidad de los residuos.

En cuanto a la estacionariedad de los residuos, al observar la gráfica lineal de los mismo [Ver gráfico 4], el proceso generador de datos no pareciera presentar ni intercepto, ni tendencia, a la vez que pareciera mostrar estacionariedad. Sabiendo que los valores críticos de Engle-Granger para un modelo de dos variables explicativas con 200 observaciones muestrales son: -3,954 al 1%, -3,368 al 5% y -3,067 al 10% [Ver tabla 13], en base al estadístico de la prueba ADF (-12,34895) [Ver tabla 20], se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria y, por tanto, los residuos del modelo son estacionarios.

Por último, los criterios MAPE de la prueba de predicción para "TP" y "D(TP)" fueron (46,696) y (135,9724) [Ver tabla 21]; por ser significativamente mayores que 5%, se podría afirmar que el modelo no debería de ser utilizado para proyectar o predecir.

# V.2.4.1.- Estimación "D(TA) = f(D(LN(1+INFLe.)))":

A partir de los resultados arrojados por las prueba, podemos observar que: el signo del parámetro estimado de la tasa real de interés es negativo, mientras que el signo del coeficiente de la inflación esperada es positivo; la bondad del ajuste es negativo (*Adjusted R-squared* = -0,004606), y los dos coeficientes son individual y conjuntamente no significativos en términos estadísticos [Ver tabla 22]. Por otra parte, no hay sospecha de autocorrelación serial [Ver tabla 23].

El modelo presenta sospecha de heterocedasticidad [Ver tabla 24]; además, al observar el ploteo residual del modelo no se presentan sospechas de posibles cambios estructurales en el modelo. Sin embargo, sabiendo que la desviación estándar de los residuos es de (0,030179), el modelo pareciera exhibir shocks coyunturales, ya que presenta residuos con desviaciones superiores a dos desviaciones estándar (0,060358) en ciertos momentos del tiempo (según lo mostrado por EViews 5.0.):

Observaciones	Desviación respecto a la media
1994M08	- 0,10027
1996M05	+0,07741
1996M06	- 0,12947
1998M02	+ 0,06827
1998M07	+0,10582
1998M09	+ 0,09635
1998M10	- 0,12349
2001M09	+0,07244
2002M02	+ 0,13641

En el modelo estudiado, se incluirán 4 variables dicotómicas (también conocidas como variables *dummy*): D1994M08, D1996M06, D1998M10 y D2002M02. Las justificaciones histórico-económicas para la inclusión de estas variables se presentan en el **ANEXO 6: Justificación Histórico-Económica para la inclusión de variables** *dummy* [Ver tabla 30].

Del modelo MCO modificado [Ver tabla 25], el signo del término de intercepto es negativo, mientras que el signo del coeficiente de la variación de la inflación esperada es positivo; la bondad del ajuste es positiva (*Adjusted R-squared* = 0,337318), los coeficientes de la tasa real y de la variación de la tasa de inflación esperada son individualmente no significativos en términos estadísticos, pero son en conjunto (junto

con los coeficientes de las variables *dummy*) estadísticamente significativos. Además, se resolvió el problema de heterocedasticidad del modelo [Ver tabla 26].

Al analizar los residuos del modelo MCO modificado, observamos que la desviación típica de los mismos disminuyó en (0,005929), al pasar de (0,030179) a (0,024250). El coeficiente de asimetría de los residuos es de (-0,639646), el de curtosis es de (6,267865) y la probabilidad asociada al criterio de Jarque-Bera es (0,000000) [Ver tabla 27]; por tanto, se rechaza la hipótesis de la normalidad de los residuos.

En cuanto a la estacionariedad de los residuos, al observar la gráfica lineal de los mismo [Ver gráfico 5], el proceso generador de datos no pareciera presentar ni intercepto, ni tendencia, a la vez que pareciera mostrar estacionariedad. Sabiendo que los valores críticos de Engle-Granger para un modelo de dos variables explicativas con 200 observaciones muestrales son: -3,954 al 1%, -3,368 al 5% y -3,067 al 10% [Ver tabla 13], en base al estadístico de la prueba ADF (-11,53592) [Ver tabla 28], se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria y, por tanto, los residuos del modelo son estacionarios.

Por último, los criterios MAPE de la prueba de predicción para "TP" y "D(TP)" fueron (41,80059) y (138,0697) [Ver tabla 29]; por ser significativamente mayores que 5%, se podría afirmar que el modelo no debería de ser utilizado para proyectar o predecir.

# V.3.- ANÁLISIS DE RESULTADOS:

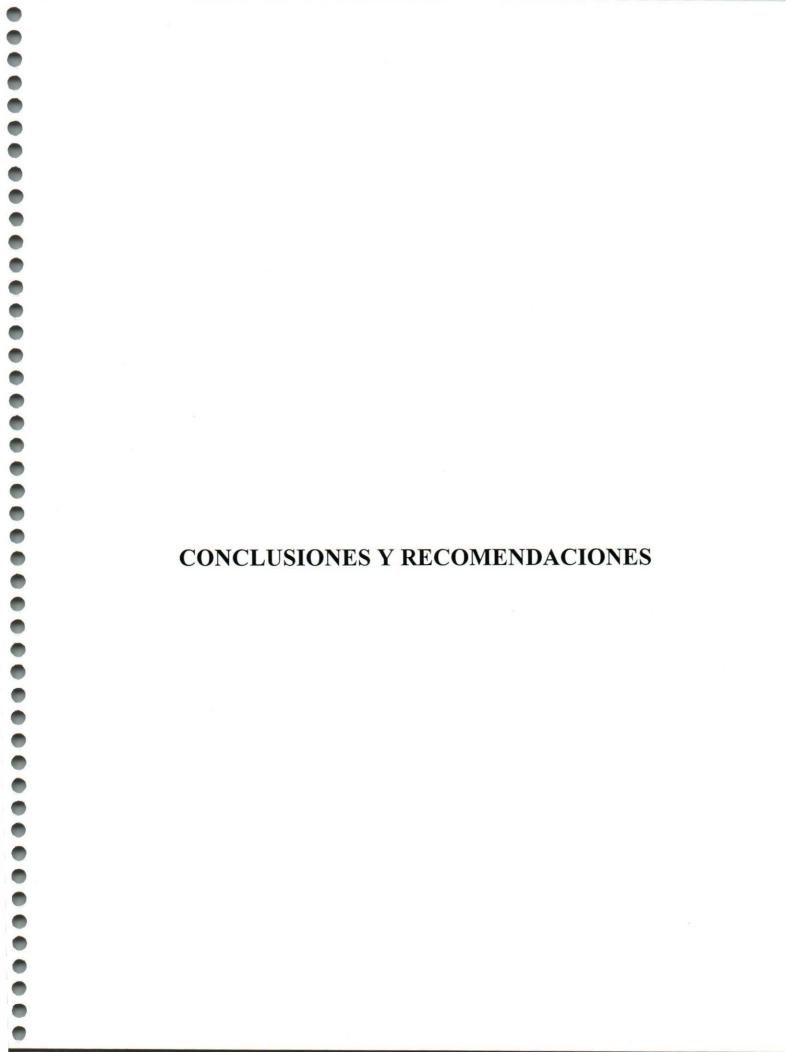
Los resultados de las pruebas de cointegración nos permiten afirmar que no existe relación de largo plazo entre las variables; siendo las series temporales estudiadas I(1), no sería razonable estimar un modelo de MCO que represente la relación entre estas variables, la regresión obtenida sería espuria. Además, al establecer relaciones funcionales de largo plazo entre las primeras diferencias de la tasa activa nominal y la proxy de inflación esperada y la tasa pasiva nominal y la proxy de inflación esperada y examinar los resultados, llegamos a la conclusión que estos modelos no explican de forma adecuada el comportamiento de las tasas de interés para el período estudiado reconfirmando la no relación de largo plazo entre las variables.

Trataremos de explicar estos resultados a través de dos vertientes: por una parte, a pesar de que nos parecía razonable la escogencia de nuestra variable proxy de inflación esperada siguiendo a Carneiro, Divino y Rocha (2002), pudiera resultar que la inflación esperada estimada no represente la realidad de las expectativas de inflación venezolanas para el período estudiado.

Otra posible explicación de que la inflación esperada y las tasas de interés nominales, tanto activas como pasivas, parecieran no relacionarse en el largo plazo podría encontrarse en la existencia del efecto de ilusión monetaria, que suele darse con gran frecuencia en países con alta inflación como es el caso del nuestro. El efecto de ilusión monetaria, aplicado específicamente a los intereses, consiste en que las personas no distinguen del total de intereses que reciben la cantidad de dinero que repone el poder

de compra del depósito original. En años de inflación quienes gastan los intereses percibidos creyendo que reciben un rendimiento elevado, en realidad gastan su capital al utilizar la porción de los intereses que compensan el efecto de la inflación sobre su poder de compra.

En presencia de ilusión monetaria, las personas no distinguen entre los factores reales y los factores nominales en el ámbito económico. En consecuencia, en países con hiperinflación se da el caso de que a niveles de tasas inferiores a los niveles de inflación se logra estimular a los ahorristas que no detectan que están recibiendo tasas negativas, lo que afecta sus expectativas de inflación y desequilibra la posible relación de largo plazo entre estas y las tasas de interés nominales.



# CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

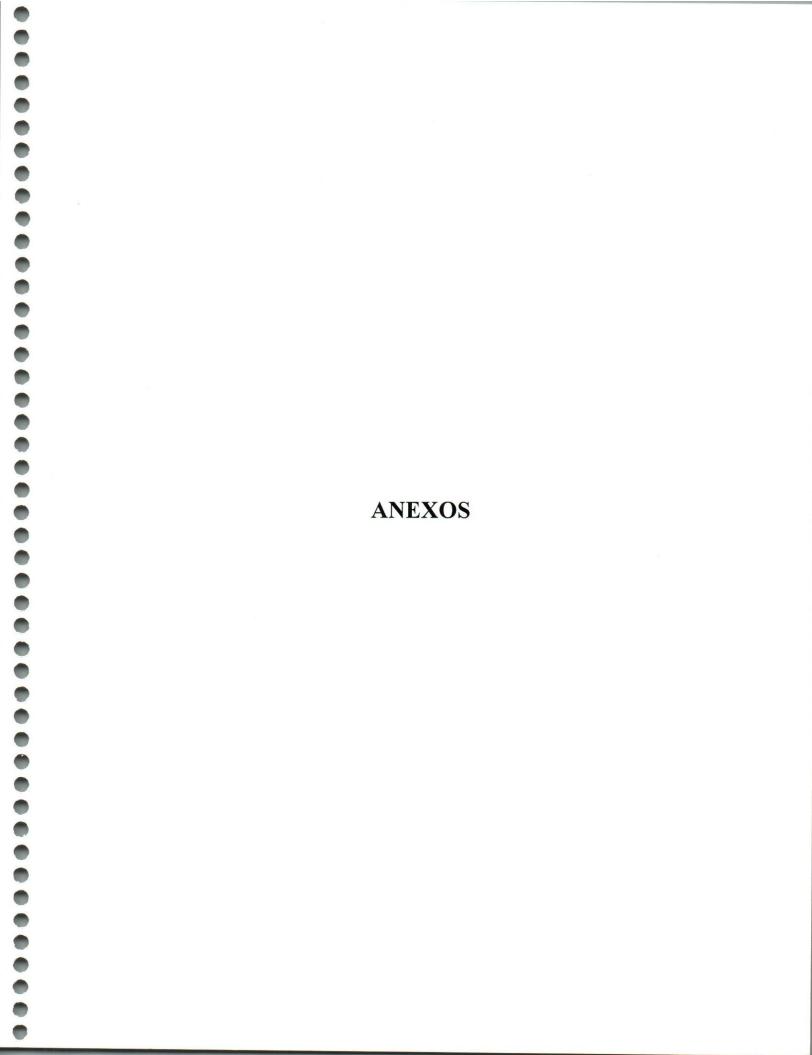
El objetivo de este trabajo fue el de revisar la Hipótesis de Fisher para Venezuela durante el período comprendido entre enero de 1990 y diciembre de 2005. Con esta finalidad, calculamos como variable proxy de la inflación esperada un promedio móvil utilizando tres *leads* y tres rezagos, siguiendo la metodología planteada por Divino, Carneiro y Rocha (2002). Dado que existen pocos estudios con este objetivo para Venezuela nos pareció que el tema resultaba muy interesante. Nuestro principal aporte en esta área resulto ser el cálculo de proxy distinto a la utilizada por otros autores para Venezuela y el hecho de haber trabajado tanto con tasas nominales pasivas como con tasas nominales activas, así como comprobar que, sujeto a la metodología utilizada, el Efecto Fisher no se cumple para Venezuela durante el período estudiado.

Al establecer relaciones funcionales de largo plazo entre las primeras diferencias de la tasa nominal de interés activa y la proxy de inflación esperada y la tasa de interés nominal pasiva y la proxy de inflación esperada y analizar los resultados llegamos a la conclusión que estos modelos no explican de forma adecuada el comportamiento de las tasas de interés para el período estudiado reconfirmando la no relación de largo plazo entre las variables.

Al no comprobarse la Hipótesis de Fisher, se puede concluir que las tasas de interés del mercado venezolano no son buenos indicadores de las expectativas inflacionarias, tal y como fueron estimadas en el presente estudio. Las consecuencias de

esta situación podrían ser, entre otras, la imposibilidad de implementar adecuadamente políticas monetarias, la redistribución del ingreso entre prestatarios y prestamistas.

Una de nuestras recomendaciones para estudios posteriores sería modificar la variable proxy para la inflación esperada y contrastar los resultados con los de este estudio. En caso de estimar una variable proxy de inflación esperada que cointegre con las tasas nominales de interés, sería interesante analizar relaciones tanto lineales como no lineales entre las variables a fin de determinar el modelo más adecuado. Además, resultaría interesante estudiar el papel del Banco Central de Venezuela en la fijación de las tasas de interés y su efecto sobre la relación entre tasas e inflación al igual que estudiar el efecto de ilusión monetaria en la evolución de las tasas de interés en el largo plazo. Otro estudio que resultaría interesante sería el estudio comparativo del Efecto Fisher en varias economías emergentes utilizando la metodología de panel data.



#### ANEXO 1: Revisión de la literatura.

**TABLA 1:** Revisión de la literatura sobre el Efecto Fisher en Latinoamérica. Tabla de elaboración propia.

País	Fecha	Técnica econométrica	Proxy de	Período estudiado	Efecto	Fisher
T uls	recha	Techica economiculea	inflación esperada	r eriodo estudiado	Largo plazo	Corto plazo
			Mendoza*			
Chile	1992				Aceptado	
		为 和 新 卷 为	García			
Brasil	1993	Regresión (MCO)	HEA, Δ%IPC	1973-1990	Aceptado	
			Phylaktis y Blake		Th Ta	
Argentina				1971-1987	Aceptado	
Brasil	1993	Engle y Granger	HER y HME	1979-1991	Aceptado	
México				1972-1984	Aceptado	
			Thornton			
México	1996	Johansen	IPC	1978-1994	Aceptado	
		C	arneiro, Divino y R	ocha		
Argentina				1980-1997	Aceptado	
Brasil	2002	Johansen	HER, Promedio Móvil	1980-1998	Aceptado	
México				1980-1999	Rechazado	
			Arguedas			
Bolivia	2003	Johansen	HEA, Δ%IPC	1994-2003	Rechazado	Rechazado
		要 都 多 苗 建	Liquitaya y Lizara	zu		
México	2003	Johansen	HER	1985-2002	Rechazado	Rechazado
要推	México 2003 Johansen		Jorgensen y Terra	a	# # #	
Argentina					Aceptado	
México					Aceptado	
Brasil					Rechazado	
Chile	2003	VAR de cuatro variables	HEA, Δ%IPC	1977-1999	Rechazado	
Colombia					Rechazado	
Perú					Rechazado	
Venezuela					Rechazado	
			Ávila y Morales			
Venezuela	2004	Johansen	HEA, Δ%IPC	1994-2003	Rechazado	

<sup>\*</sup> Debido a que nos ha sido imposible conseguir el trabajo original de Mendoza (1992), no se tiene información sobre la metodología econométrica, la proxy de inflación esperada y el período estudiado.

HEA: Hipótesis de expectativas adaptativas.

mile. Imp

HME: Hipótesis de los mercados eficientes.

HER: Hipótesis de expectativas racionales.

#### **ANEXO 2: Data**

**TABLA 2:** Series temporales de las tasas nominales de interés, tanto pasiva como activa, de la inflación efectiva y de la proxy de inflación esperada; se incluyen las series "TP", "TA" y "LN(1+INFLe.)" obtenidas a partir de la transformación logarítmica de las tasas nominales de interés, tanto pasiva como activa, y de la proxy inflación esperada estimada. La data utilizada fue tomada de las Estadísticas Financieras Internacionales (IFS) del FMI actualizadas al 2006, las cuales fueron extraídas de los informes mensuales del Banco Central de Venezuela. Tabla de elaboración propia.

FECHA <sup>1</sup>	INFLACIÓN EFECTIVA <sup>2</sup>	INFLACIÓN ESPERADA <sup>3</sup> (INFLe.)	LN(1+INFLe.)	TASA NOMINAL DE INTERÉS PASIVA	TP <sup>4</sup>	TASA NOMINAL DE INTERÉS ACTIVA	TA <sup>5</sup>
1990M1	83,2217	0,7422	0,5552	36,0800	0,3081	42,2000	0,3521
1990M2	81,0615	0,6528	0,5025	35,0200	0,3003	42,2300	0,3523
1990M3	51,9521	0,5697	0,4509	31,9700	0,2774	39,8000	0,3350
1990M4	37,3648	0,5021	0,4069	23,7800	0,2133	33,9100	0,2920
1990M5	32,3683	0,4331	0,3599	22,0000	0,1989	32,1300	0,2786
1990M6	31,8423	0,3640	0,3104	24,0500	0,2155	32,3800	0,2805
1990M7	33,6621	0,3358	0,2895	29,6300	0,2595	35,3400	0,3026
1990M8	34,9505	0,3313	0,2861	31,3400	0,2726	38,5200	0,3258
1990M9	32,6712	0,3371	0,2905	31,7300	0,2756	39,2000	0,3307
1990M10	32,1915	0,3437	0,2954	22,5600	0,2034	32,6400	0.2825
1990M11	34,2064	0,3473	0,2981	21,2800	0,1929	28,4100	0.2501
1990M12	36,4796	0,3489	0,2993	24,4200	0,2185	29,6200	0.2594
1991M1	36,4359	0,3541	0,3032	25,0500	0,2235	32,0100	0,2777
1991M2	36,1662	0,3598	0,3074	27,7400	0,2448	33,9300	0,2921
1991M3	36,0961	0,3609	0,3081	30,3900	0,2654	35,2800	0,3022
1991M4	36,3288	0,3573	0,3055	31,3500	0,2727	36,6900	0,3125
1991M5	36,1773	0,3522	0,3018	30,9000	0,2693	37,0000	0,3148
1991M6	34,9435	0,3482	0,2988	33,2100	0,2868	37,6800	0,3198
1991M7	33,9668	0,3434	0,2952	32,7000	0,2829	37,8500	0,3210
1991M8	32,8921	0,3377	0,2909	33,0500	0,2856	38,4300	0,3252
1991M9	33,3275	0,3303	0,2854	32,5400	0,2817	38,8700	0,3284
1991M10	32,7441	0,3228	0,2797	33,1800	0,2865	39,3700	0,3320
1991M11	32,3269	0,3183	0,2763	33,0600	0,2856	39,9300	0,3360
1991M12	31,0172	0,3162	0,2748	30,0800	0,2630	38,9200	0,3287
1992M1	29,6833	0,3125	0,2719	29,0200	0,2548	36,9900	0.3147
1992M2	30,8193	0,3099	0,2700	31,2400	0,2719	36,2700	0,3095
1992M3	31,4555	0,3094	0,2696	33,7800	0,2910	38,1700	0.3233
1992M4	30,7066	0,3103	0,2702	35,7200	0,3054	39,8800	0,3356
1992M5	30,9217	0,3130	0,2723	35,6000	0,3045	40,7400	0,3417
1992M6	31,9602	0,3144	0,2734	34,9300	0,2996	40,8200	0,3423
1992M7	31,6485	0,3153	0,2741	33,5800	0,2895	40,4200	0,3395
1992M8	31,5882	0,3172	0,2755	35,3900	0.3030	39,8700	0,3355
1992M9	31,8272	0,3185	0,2765	31,3400	0,2726	39,2800	0,3313
1992M10	32,0750	0,3215	0,2788	34,0600	0,2931	42,3200	0,3529

1992M11	32,0182	0,3250	0,2814	43,3900	0,3604	48,7600	0,3972
1992M12	31,8568	0,3286	0,2841	47,1300	0,3861	52,4100	0,4214
1993M1	34,0542	0,3331	0,2875	47,3800	0,3878	53,1800	0,4264
1993M2	34,0476	0,3378	0,2910	47,0400	0,3855	52,5500	0,4223
1993M3	34,1557	0,3433	0,2952	49,9900	0,4054	56,3900	0,4472
1993M4	34,9955	0,3496	0,2998	62,1700	0,4835	63,4600	0,4914
1993M5	35,3006	0,3543	0,3033	49,6800	0,4033	65,8900	0,5062
1993M6	35,9311	0,3614	0,3085	56,6400	0,4488	63,0800	0,4891
1993M7	36,2172	0,3734	0,3173	44,5600	0,3685	54,0600	0,4322
1993M8	37,3530	0,3865	0,3268	45,7200	0,3765	53,5600	0,4289
1993M9	39,0459	0,4017	0,3377	55,0800	0,4388	59,8800	0,4693
1993M10	42,5607	0,4187	0,3497	58,9000	0,4631	63,0700	0,4890
1993M11	44,1325	0,4337	0,3603	61,8700	0,4816	65,1700	0,5018
1993M12	45,9406	0,4483	0,3704	65,9100	0,5063	68,5300	0,5219
1994M1	47,8249	0,4612	0,3793	61,6247	0,4801	66,5500	0,5101
1994M2	46,7632	0,4741	0,3881	50,0153	0,4056	65,4700	0,5036
1994M3	47,5093	0,4972	0,4036	45,6935	0,3763	61,3900	0,4787
1994M4	48,1279	0,5248	0,4218	42,6550	0,3553	58,5700	0,4610
1994M5	51,6010	0,5545	0,4411	39,9822	0,3363	60,5500	0,4734
1994M6	60,2550	0,5873	0,4620	50,7913	0,4107	64,2200	0,4960
1994M7	65,2561	0,6193	0,4820	48,6515	0,3964	64,1400	0,4955
1994M8	68,6202	0,6519	0,5019	33,2882	0,2873	48,4800	0,3953
1994M9	69,7203	0,6794	0,5184	22,8209	0,2056	41,0000	0,3436
1994M10	69,9190	0,6918	0,5258	21,5753	0,1954	40,8600	0,3426
1994M11	70,9506	0,6982	0,5296	25,2052	0,2248	42,2800	0,3526
1994M12	70,8357	0,7007	0,5311	25,9517	0,2307	42,3500	0,3531
1995M1	68,9412	0,7036	0,5327	24,6423	0,2203	42,6100	0,3549
1995M2	69,7376	0,7054	0,5338	21,7513	0,1968	40,1500	0,3375
1995M3	70,4144	0,6914	0,5256	17,9675	0,1652	36,9800	0,3147
1995M4	71,7030	0,6700	0,5128	18,8961	0,1731	34,9100	0,2994
1995M5	71,1730	0,6467	0,4988	21,9769	0,1987	35,4700	0,3036
1995M6	61,2097	0,6210	0,4831	25,1583	0,2244	37,9700	0,3219
1995M7	55,7998	0,5934	0,4658	25,1500	0,2243	39,2300	0,3310
1995M8	52,6762	0,5666	0,4489	26,9200	0,2384	39,8900	0,3357
1995M9	51,7348	0,5458	0,4355	27,9300	0,2463	41,9400	0,3502
1995M10	51,0607	0,5500	0,4383	27,7500	0,2449	42,5200	0,3543
1995M11	52,9549	0,5748	0,4541	28,7100	0,2524	42,6200	0,3550
1995M12	56,6156	0,6112	0,4770	29,7700	0,2606	42,6400	0,3552
1996M1	64,1675	0,6599	0,5067	30,7200	0,2679	42,8300	0,3565
1996M2	73,1662	0,7291	0,5476	30,1500	0,2635	41,9900	0,3506
1996M3	78,1296	0,8079	0,5922	28,3700	0,2497	42,4300	0,3537
1996M4	85,8105	0,8879	0,6355	35,7900	0,3059	50,9400	0,4117
1996M5	99,5184	0,9601	0,6730	43,2400	0,3594	63,2300	0,4900
1996M6	108,1290	1,0201	0,7032	29,5600	0,2590	43,4800	0,3610
1996M7	112,6320	1,0719	0,7285	27,0600	0,2395	37,1100	0,3156
1996M8	114,6800	1,1054	0,7445	21,3900	0,1938	31,9800	0,2775
1996M9	115,1780	1,1107	0,7470	23,7600	0,2132	34,0400	0,2930
1996M10	114,3860	1,0890	0,7367	22,8300	0,2132	34,0400	0,2936
1996M11	109,2450	1,0463	0,7160	21,3600	0,1936	28,2300	0,2930
1996M12	103,2430	0,9893	0,6878	16,7100	0,1545	22,5700	0,2035

1997M2								
1997M3	1997M1	92,9197	0,9175	0,6510	13,8800	0,1300	20,0700	0,1829
1997M4	1997M2	82,7700	0,8269	0,6026	13,5200	0,1268	18,9700	0,1737
1997M5   50,9995   0,5670   0,4491   13,7900   0,1292   22,5300   0,26     1997M6   43,5434   0,5046   0,4085   15,8500   0,1471   26,1200   0,22     1997M8   39,3861   0,4145   0,3468   15,2500   0,1419   26,4600   0,22     1997M9   39,1007   0,3954   0,3332   14,6400   0,1366   28,1000   0,22     1997M10   38,4670   0,3857   0,3262   14,6500   0,1367   24,8800   0,22     1997M11   38,1516   0,3803   0,3223   17,0600   0,1575   26,4600   0,22     1997M12   37,6092   0,3787   0,3211   17,2900   0,1595   25,9200   0,22     1998M1   36,7880   0,3794   0,3216   18,4500   0,1693   26,5900   0,22     1998M3   38,2548   0,3824   0,3229   27,0700   0,2396   35,4100   0,30     1998M4   39,5914   0,3830   0,3243   27,7300   0,2441   35,600   0,30     1998M6   39,0085   0,3792   0,3215   33,6500   0,2901   42,2700   0,35     1998M8   36,4433   0,3582   0,3239   33,1700   0,2865   41,9500   0,35     1998M8   36,4433   0,3312   0,3215   33,6500   0,2901   42,2700   0,35     1998M9   34,3382   0,3448   0,2663   48,3100   0,3603   57,5500   0,45     1998M9   34,3382   0,3448   0,2663   48,3100   0,3544   52,9200   0,45     1998M10   32,6386   0,3323   0,2869   43,2500   0,3164   46,5500   0,36     1998M11   31,0067   0,3201   0,2777   37,1800   0,344   36,5300   0,34     1998M13   30,2074   0,2940   0,2577   34,9600   0,2998   41,0800   0,36     1999M14   22,9059   0,3075   0,2681   37,3800   0,3164   46,5500   0,36     1999M1   30,2074   0,2940   0,2577   34,9600   0,2998   41,0800   0,36     1999M1   22,9059   0,3075   0,2681   37,3800   0,1164   46,5500   0,36     1999M1   22,9059   0,3075   0,2681   37,3800   0,3164   46,5500   0,36     1999M1   20,0559   0,3075   0,2681   37,3800   0,3164   46,5500   0,36     1999M1   20,2060   0,2147   0,1945   14,0700   0,1316   29,4500   0,22     1999M1   20,2059   0,2077   31,800   0,1178   31,7000   0,2     1999M1   20,2060   0,2147   0,1945   14,0700   0,1316   29,4500   0,2     1999M1   20,2060   0,2147   0,1945   14,0700   0,1316   29,4500   0,2     1999M1   20,2060   0,2147	1997M3	74,7927	0,7330	0,5499	12,4300	0,1172	19,2800	0,1763
1997M6	1997M4	64,8601	0,6434	0,4968	12,6800	0,1194	19,7900	0,1806
1997M7	1997M5	50,9995	0,5670	0,4491	13,7900	0,1292	22,5300	0,2032
1997M8   39,3861   0,4145   0,3468   15,2500   0,1419   26,4600   0,22     1997M10   39,1007   0,3954   0,3332   14,6400   0,1366   28,1000   0,22     1997M11   38,4670   0,3857   0,3262   14,6500   0,1367   24,8800   0,22     1997M11   38,1516   0,3803   0,3223   17,0600   0,1575   26,4600   0,22     1997M12   37,6092   0,3787   0,3211   17,2900   0,1595   25,9200   0,22     1998M1   36,7880   0,3794   0,3216   18,4500   0,1693   26,5900   0,22     1998M2   36,6927   0,3812   0,3229   27,0700   0,2396   35,400   0,30     1998M3   38,2548   0,3824   0,3238   28,1600   0,2481   36,0400   0,30     1998M4   39,5914   0,3830   0,3243   27,7300   0,2447   35,9600   0,30     1998M5   39,7375   0,3825   0,3239   33,1700   0,2865   41,9500   0,30     1998M6   39,085   0,3792   0,3215   33,6500   0,2901   42,2700   0,30     1998M7   38,0531   0,3712   0,3157   39,9800   0,3363   57,9500   0,40     1998M8   36,4433   0,3589   0,3067   43,7700   0,3630   57,5900   0,40     1998M9   34,3382   0,3448   0,2963   48,3100   0,3941   73,2700   0,40     1998M11   31,0067   0,3201   0,2777   37,1800   0,3161   46,5500   0,30     1998M12   29,9059   0,3075   0,2681   37,3800   0,3161   46,5500   0,30     1999M1   30,2074   0,2940   0,2577   34,9600   0,2484   36,300   0,30     1999M1   30,2074   0,2940   0,2577   34,9600   0,2998   41,0800   0,30     1999M1   20,2074   0,2940   0,2577   34,9600   0,2998   41,0800   0,30     1999M1   23,6361   0,2602   0,2313   24,1000   0,2159   31,4600   0,22     1999M6   23,5532   0,2370   0,2127   19,5900   0,143   3,600   0,1227   29,6500   0,22     1999M1   20,0257   0,1945   0,1945   14,5700   0,1360   27,3100   0,22     1999M1   20,0257   0,1945   0,1777   18,8900   0,1730   25,4800   0,22     1999M1   20,0257   0,1678   0,1751   0,1664   16,6600   0,1457   24,4400	1997M6	43,5434	0,5046	0,4085	15,8500	0,1471	26,1200	0,2321
1997M9	1997M7	40,5176	0,4527	0,3734	15,3100	0,1425	25,6400	0,2283
1997M110   38,4670   0,3857   0,3262   14,6500   0,1367   24,8800   0,22     1997M11   38,1516   0,3803   0,3223   17,0600   0,1575   26,4600   0,2     1997M12   37,6092   0,3787   0,3211   17,2900   0,1595   25,9200   0,2     1998M1   36,7880   0,3794   0,3216   18,4500   0,1693   26,5900   0,2     1998M2   36,6927   0,3812   0,3229   27,0700   0,2396   35,4100   0,3     1998M3   38,2548   0,3824   0,3238   28,1600   0,2481   36,0400   0,3     1998M4   39,5914   0,3830   0,3243   27,7300   0,2447   35,9600   0,3     1998M5   39,7375   0,3825   0,3239   33,1700   0,2865   41,9500   0,3     1998M6   39,0085   0,3792   0,3215   33,6500   0,2901   42,2700   0,3     1998M7   38,0531   0,3712   0,3157   39,9800   0,3363   57,9500   0,4     1998M8   36,4433   0,3589   0,3067   43,7700   0,3630   57,5900   0,4     1998M9   34,3382   0,3448   0,2963   48,3100   0,3941   73,2700   0,5     1998M11   31,0067   0,3201   0,2777   37,1800   0,3161   46,5500   0,3     1998M12   29,9059   0,3075   0,2681   37,3800   0,3161   46,5500   0,3     1999M1   30,2074   0,2940   0,2577   34,9600   0,2994   41,2700   0,3     1999M1   27,6234   0,2701   0,2391   28,2000   0,2484   36,5300   0,2     1999M3   27,6234   0,2701   0,2391   28,2000   0,2484   36,5300   0,2     1999M3   27,6234   0,2701   0,2391   28,2000   0,2484   36,5300   0,2     1999M1   22,3631   0,2489   0,2223   22,2900   0,416   29,4500   0,2     1999M1   23,3631   0,2489   0,2223   22,2900   0,11789   31,7900   0,2     1999M2   29,5185   0,2807   0,2474   32,2300   0,2794   41,2700   0,3     1999M1   20,0260   0,2147   0,1945   14,0700   0,1316   29,4500   0,2     1999M1   20,0257   0,1945   0,1945   14,0700   0,1360   27,3100   0,2     1999M1   20,0559   0,2013   0,1895   14,5700   0,1630   27,3100   0,2     1999M1   20,0431   0,2087   0,1895   14,5700   0,1630   27,3100   0,2     1999M1   20,0440   0,1853   0,1700   17,0200   0,1572   26,4400   0,2     1999M1   20,0559   0,2013   0,1834   16,5600   0,1522   26,4400   0,2     1999M1   20,0559   0,1678   0,1739   18	1997M8	39,3861	0,4145	0,3468	15,2500	0,1419	26,4600	0,2348
1997M11   38,1516   0,3803   0,3223   17,0600   0,1575   26,4600   0,23197M12   37,6092   0,3787   0,3211   17,2900   0,1595   25,9200   0,23198M1   36,7880   0,3794   0,3216   18,4500   0,1693   26,5900   0,231998M3   36,5927   0,3812   0,3229   27,0700   0,2396   35,4100   0,33198M3   38,2548   0,3824   0,3238   28,1600   0,2481   36,0400   0,331998M4   39,5914   0,3830   0,3243   27,7300   0,2447   35,9600   0,331998M5   39,7375   0,3825   0,3239   33,1700   0,2865   41,9500   0,331998M6   39,0085   0,3792   0,3215   33,6500   0,2901   42,2700   0,331998M8   36,4433   0,3589   0,3067   43,7700   0,3630   57,5900   0,431998M9   34,3382   0,3448   0,2963   48,3100   0,3941   73,2700   0,531998M1   31,0067   0,3201   0,2777   37,1800   0,3161   46,5500   0,31998M1   31,0067   0,3201   0,2777   37,1800   0,3161   46,5500   0,31999M1   30,2074   0,2940   0,2577   34,9600   0,2998   41,0800   0,331999M1   229,5185   0,2807   0,2474   32,2300   0,2794   41,2700   0,31999M5   23,3631   0,2701   0,2391   28,2000   0,2484   36,5300   0,31999M4   24,8691   0,2602   0,2313   24,1000   0,2159   31,4600   0,21999M1   23,23631   0,2489   0,2223   22,2900   0,2012   33,9900   0,221999M1   22,25185   0,2807   0,2474   32,2300   0,2794   41,2700   0,31999M3   27,6234   0,2701   0,2391   28,2000   0,2484   36,5300   0,31999M3   27,6234   0,2701   0,2391   28,2000   0,2484   36,5300   0,31999M5   23,3631   0,2489   0,2223   22,2900   0,2012   33,9900   0,221999M6   23,5532   0,2370   0,2127   19,5900   0,1789   31,7900   0,221999M1   20,0431   0,2062   0,2313   24,1000   0,1555   31,4600   0,221999M1   20,0431   0,2062   0,2313   24,1000   0,1552   31,4600   0,221999M1   20,0559   0,2013   0,1834   16,5600   0,1532   26,6400   0,221999M1   20,0559   0,2013   0,1834   16,5600   0,1532   26,4400   0,221999M1   20,0559   0,2013   0,1834   16,5600   0,1532   26,4400   0,22000M4   18,0124   0,1740   0,1604   15,6900   0,1457   26,4400   0,22000M4   18,0124   0,1740   0,1666   14,9700   0,1395   25,0000   0,22000M4   18,0124   0,17	1997M9	39,1007	0,3954	0,3332	14,6400	0,1366	28,1000	0,2476
1997M12	1997M10	38,4670	0,3857	0,3262	14,6500	0,1367	24,8800	0,2222
1998M1   36,7880   0,3794   0,3216   18,4500   0,1693   26,5900   0,23     1998M2   36,6927   0,3812   0,3229   27,0700   0,2396   35,4100   0,34     1998M3   38,2548   0,3824   0,3238   28,1600   0,2481   36,0400   0,36     1998M5   39,7375   0,3825   0,3239   33,1700   0,2447   35,9600   0,36     1998M6   39,085   0,3792   0,3215   33,6500   0,2901   42,2700   0,3     1998M7   38,0531   0,3712   0,3157   39,9800   0,3363   57,5900   0,4     1998M8   36,4433   0,3589   0,3067   43,7700   0,3630   57,5900   0,4     1998M9   34,3382   0,3448   0,2963   48,3100   0,3941   73,2700   0,5     1998M10   32,6386   0,3323   0,2869   43,2500   0,3594   52,2200   0,4     1998M11   31,0067   0,3201   0,2777   37,1800   0,3161   46,5500   0,3     1998M12   29,9059   0,3075   0,2681   37,3800   0,3176   49,7300   0,4     1999M1   30,2074   0,2940   0,2577   34,9600   0,2998   41,0800   0,3     1999M3   27,6234   0,2701   0,2391   28,2000   0,2484   36,5300   0,3     1999M4   24,8691   0,2602   0,2313   24,1000   0,2159   31,4600   0,2     1999M5   23,3631   0,2489   0,2223   22,2900   0,402   33,9900   0,2     1999M7   23,0142   0,2263   0,2040   16,8200   0,1555   31,1300   0,2     1999M9   21,2060   0,2147   0,1945   14,0700   0,1316   29,4500   0,2     1999M1   20,0559   0,2013   0,185   14,5700   0,1360   27,3100   0,2     1999M1   20,0559   0,2013   0,185   14,5700   0,1360   27,3100   0,2     1999M1   20,0559   0,2013   0,185   14,5700   0,1360   27,3100   0,2     1999M1   20,0559   0,2013   0,1854   16,5600   0,1532   26,4400   0,2     2000M1   19,3277   0,1899   0,1739   18,9100   0,1457   26,4400   0,2     2000M5   16,8697   0,1678   0,1557   18,5400   0,1701   25,4800   0,2	1997M11	38,1516	0,3803	0,3223	17,0600	0,1575	26,4600	0,2348
1998M2   36,6927   0,3812   0,3229   27,0700   0,2396   35,4100   0,301     1998M3   38,2548   0,3824   0,3238   28,1600   0,2481   36,0400   0,301     1998M4   39,5914   0,3830   0,3243   27,7300   0,2447   35,9600   0,301     1998M5   39,7375   0,3825   0,3239   33,1700   0,2865   41,9500   0,31     1998M6   39,0085   0,3792   0,3215   33,6500   0,2901   42,2700   0,31     1998M7   38,0531   0,3712   0,3157   39,9800   0,3363   57,9500   0,41     1998M8   36,4433   0,3589   0,3067   43,7700   0,3630   57,5900   0,41     1998M9   34,3382   0,3448   0,2963   48,3100   0,3941   73,2700   0,51     1998M10   32,6386   0,3323   0,2869   43,2500   0,3364   46,5500   0,31     1998M11   31,0067   0,3201   0,2777   37,1800   0,3161   46,5500   0,31     1999M12   29,9059   0,3075   0,2681   37,3800   0,3176   49,7300   0,41     1999M1   30,2074   0,2940   0,2577   34,9600   0,2998   41,0800   0,31     1999M2   29,5185   0,2807   0,2474   32,2300   0,2794   41,2700   0,31     1999M3   27,6234   0,2701   0,2391   28,2000   0,2484   36,5300   0,3     1999M5   23,3631   0,2489   0,2223   22,2900   0,2012   33,9900   0,22     1999M6   23,5532   0,2370   0,2127   19,5900   0,1789   31,7900   0,2     1999M7   23,0142   0,2263   0,2040   16,8200   0,1555   31,1300   0,2     1999M1   20,01431   0,2087   0,1894   13,0600   0,1227   29,6500   0,2     1999M10   20,1431   0,2087   0,1895   14,5700   0,1360   27,3100   0,2     1999M11   20,0559   0,2013   0,1834   16,5600   0,1532   26,4400   0,2     1999M10   20,1431   0,2087   0,1895   14,5700   0,1360   27,3100   0,2     1999M11   20,0559   0,2013   0,1834   16,5600   0,1532   26,4400   0,2     1999M11   20,0559   0,2013   0,1834   16,5600   0,1532   26,4400   0,2     1999M11   20,0559   0,2013   0,1834   16,5600   0,1532   26,4400   0,2     2000M1   19,3277   0,1899   0,1739   18,9100   0,1457   24,4100   0,2     2000M4   18,0124   0,1740   0,1656   14,9700   0,1457   24,4100   0,2     2000M6   16,466   0,1650   0,1557   18,5400   0,1701   25,4800   0,2	1997M12	37,6092	0,3787	0,3211	17,2900	0,1595	25,9200	0,2305
1998M3   38,2548   0,3824   0,3238   28,1600   0,2481   36,0400   0,361     1998M4   39,5914   0,3830   0,3243   27,7300   0,2447   35,9600   0,361     1998M5   39,7375   0,3825   0,3239   33,1700   0,2865   41,9500   0,35     1998M6   39,0085   0,3792   0,3215   33,6500   0,2901   42,2700   0,35     1998M7   38,0531   0,3712   0,3157   39,9800   0,3363   57,9500   0,45     1998M8   36,4433   0,3589   0,3067   43,7700   0,3630   57,5900   0,45     1998M9   34,3382   0,3448   0,2963   48,3100   0,3941   73,2700   0,55     1998M10   32,6386   0,3323   0,2869   43,2500   0,3594   52,9200   0,45     1998M11   31,0067   0,3201   0,2777   37,1800   0,3161   46,5500   0,35     1998M12   29,9059   0,3075   0,2681   37,3800   0,3176   49,7300   0,45     1999M1   30,2074   0,2940   0,2577   34,9600   0,2998   41,0800   0,35     1999M2   29,5185   0,2807   0,2474   32,2300   0,2794   41,2700   0,35     1999M3   27,6234   0,2701   0,2391   28,2000   0,2484   36,5300   0,3     1999M4   24,8691   0,2602   0,2313   24,1000   0,2159   31,4600   0,2     1999M6   23,5532   0,2370   0,2127   19,5900   0,1789   31,7900   0,2     1999M8   22,952   0,2195   0,1984   13,0600   0,1227   29,6500   0,2     1999M9   21,2060   0,2147   0,1945   14,0700   0,1316   29,4500   0,2     1999M1   20,0431   0,2087   0,1895   14,5700   0,1360   27,3100   0,2     1999M1   20,1431   0,2087   0,1895   14,5700   0,1360   27,3100   0,2     1999M1   20,1431   0,2087   0,1895   14,5700   0,1360   27,3100   0,2     1999M1   20,0257   0,1945   0,1777   18,8900   0,1730   25,4100   0,2     1999M1   20,0257   0,1945   0,1777   18,8900   0,1730   25,4100   0,2     2000M1   19,3277   0,1899   0,1739   18,9100   0,1457   24,4400   0,2     2000M3   17,3640   0,1853   0,1700   17,0200   0,1457   24,4400   0,2     2000M4   18,0124   0,1740   0,1656   14,9700   0,1395   25,0000   0,2     2000M6   16,4466   0,1650   0,1527   18,5400   0,1701   25,4800   0,2	1998M1	36,7880	0,3794	0,3216	18,4500	0,1693	26,5900	0,2358
1998M4   39,5914   0,3830   0,3243   27,7300   0,2447   35,9600   0,361     1998M5   39,7375   0,3825   0,3239   33,1700   0,2865   41,9500   0,35     1998M6   39,0085   0,3792   0,3215   33,6500   0,2901   42,2700   0,35     1998M7   38,0531   0,3712   0,3157   39,9800   0,3363   57,9500   0,45     1998M8   36,4433   0,3589   0,3067   43,7700   0,3630   57,9500   0,45     1998M9   34,3382   0,3448   0,2963   48,3100   0,3941   73,2700   0,55     1998M10   32,6386   0,3323   0,2869   43,2500   0,3594   52,9200   0,45     1998M11   31,0067   0,3201   0,2777   37,1800   0,3161   46,5500   0,35     1998M12   29,9059   0,3075   0,2681   37,3800   0,3176   49,7300   0,46     1999M1   30,2074   0,2940   0,2577   34,9600   0,2998   41,0800   0,35     1999M3   27,6234   0,2701   0,2391   28,2000   0,2484   36,5300   0,3     1999M4   24,8691   0,2602   0,2313   24,1000   0,2159   31,4600   0,2     1999M6   23,5532   0,2370   0,2127   19,5900   0,1789   31,7900   0,25     1999M7   23,0142   0,2263   0,2040   16,8200   0,1789   31,7900   0,25     1999M8   22,2952   0,2195   0,1984   13,0600   0,1227   29,6500   0,2     1999M1   20,0559   0,2013   0,1835   14,5700   0,1316   29,4500   0,2     1999M1   20,0559   0,2013   0,1834   16,5600   0,1532   26,4400   0,2     1999M1   20,0559   0,2013   0,1834   16,5600   0,1532   27,1500   0,2     2000M1   19,3277   0,1899   0,1739   18,9100   0,1730   25,4100   0,2     2000M1   19,3277   0,1899   0,1739   18,9100   0,1732   27,1500   0,2     2000M2   17,8640   0,1853   0,1700   17,0200   0,1572   26,4400   0,2     2000M5   16,8697   0,1678   0,1551   23,4300   0,2105   21,3500   0,1     2000M6   16,4466   0,1650   0,1527   18,5400   0,1701   25,4800   0,2	1998M2	36,6927	0,3812	0,3229	27,0700	0,2396	35,4100	0,3031
1998M5   39,7375   0,3825   0,3239   33,1700   0,2865   41,9500   0,351     1998M6   39,0085   0,3792   0,3215   33,6500   0,2901   42,2700   0,351     1998M7   38,0531   0,3712   0,3157   39,9800   0,3363   57,9500   0,451     1998M8   36,4433   0,3589   0,3067   43,7700   0,3630   57,5900   0,451     1998M9   34,3382   0,3448   0,2963   48,3100   0,3941   73,2700   0,551     1998M10   32,6386   0,3323   0,2869   43,2500   0,3594   52,9200   0,451     1998M11   31,0067   0,3201   0,2777   37,1800   0,3161   46,5500   0,351     1998M12   29,9059   0,3075   0,2681   37,3800   0,3176   49,7300   0,451     1999M1   30,2074   0,2940   0,2577   34,9600   0,2998   41,0800   0,351     1999M2   29,5185   0,2807   0,2474   32,2300   0,2794   41,2700   0,351     1999M3   27,6234   0,2701   0,2391   28,2000   0,2484   36,5300   0,351     1999M6   23,5532   0,2370   0,2127   19,5900   0,1789   31,7900   0,251     1999M7   23,0142   0,2263   0,2040   16,8200   0,1555   31,1300   0,251     1999M8   22,2952   0,2195   0,1984   13,0600   0,1227   29,6500   0,251     1999M1   20,0559   0,2013   0,1895   14,5700   0,1360   27,3100   0,251     1999M1   20,0559   0,2013   0,1834   16,5600   0,1532   26,4400   0,251     2000M1   19,3277   0,1899   0,1739   18,9100   0,1732   27,1500   0,251     2000M1   19,3277   0,1899   0,1739   18,9100   0,1732   27,1500   0,251     2000M5   16,8697   0,1678   0,1551   23,4300   0,2105   21,3500	1998M3	38,2548	0,3824	0,3238	28,1600	0,2481	36,0400	0,3078
1998M6         39,0085         0,3792         0,3215         33,6500         0,2901         42,2700         0,3319           1998M7         38,0531         0,3712         0,3157         39,9800         0,3363         57,9500         0,4319           1998M8         36,4433         0,3589         0,3067         43,7700         0,3630         57,5900         0,4319           1998M10         32,6386         0,3323         0,2869         43,2500         0,3594         52,2200         0,4311           1998M11         31,0067         0,3201         0,2777         37,1800         0,3161         46,5500         0,33161         49,7300         0,441           1998M12         29,9059         0,3075         0,2681         37,3800         0,3176         49,7300         0,441           1999M1         30,2074         0,2940         0,2577         34,9600         0,2998         41,0800         0,331           1999M2         29,5185         0,2807         0,2474         32,2300         0,2794         41,2700         0,331           1999M3         27,6234         0,2701         0,2331         24,1000         0,2159         31,4600         0,219           1999M5         23,3631	1998M4	39,5914	0,3830	0,3243	27,7300	0,2447	35,9600	0,3072
1998M7         38,0531         0,3712         0,3157         39,9800         0,3363         57,9500         0,43           1998M8         36,4433         0,3589         0,3067         43,7700         0,3630         57,5900         0,43           1998M9         34,3382         0,3448         0,2963         48,3100         0,3941         73,2700         0,53           1998M10         32,6386         0,3323         0,2869         43,2500         0,3594         52,9200         0,42           1998M11         31,0067         0,3201         0,2777         37,1800         0,3161         46,5500         0,31           1998M12         29,9059         0,3075         0,2681         37,3800         0,3176         49,7300         0,44           1999M1         30,2074         0,2940         0,2577         34,9600         0,2998         41,0800         0,3           1999M2         29,5185         0,2807         0,2474         32,2300         0,2794         41,2700         0,3           1999M3         27,6234         0,2701         0,2391         28,2000         0,2484         36,5300         0,3           1999M5         23,3631         0,2602         0,2313         24,1000	1998M5	39,7375	0,3825	0,3239	33,1700	0,2865	41,9500	0,3503
1998M8   36,4433   0,3589   0,3067   43,7700   0,3630   57,5900   0,43	1998M6	39,0085	0,3792	0,3215	33,6500	0,2901	42,2700	0,3526
1998M9   34,3382   0,3448   0,2963   48,3100   0,3941   73,2700   0,541   1998M10   32,6386   0,3323   0,2869   43,2500   0,3594   52,9200   0,442   1998M11   31,0067   0,3201   0,2777   37,1800   0,3161   46,5500   0,331   1998M12   29,9059   0,3075   0,2681   37,3800   0,3176   49,7300   0,440   1999M1   30,2074   0,2940   0,2577   34,9600   0,2998   41,0800   0,341   1999M2   29,5185   0,2807   0,2474   32,2300   0,2794   41,2700   0,341   1999M3   27,6234   0,2701   0,2391   28,2000   0,2484   36,5300   0,3   1999M4   24,8691   0,2602   0,2313   24,1000   0,2159   31,4600   0,2499   1999M5   23,3631   0,2489   0,2223   22,2900   0,2012   33,9900   0,2499   1999M6   23,5532   0,2370   0,2127   19,5900   0,1789   31,7900   0,241   1999M8   22,2952   0,2195   0,1984   13,0600   0,1555   31,1300   0,241   1999M9   21,2060   0,2147   0,1945   14,0700   0,1316   29,4500   0,241   1999M10   20,1431   0,2087   0,1895   14,5700   0,1360   27,3100   0,241   1999M11   20,0559   0,2013   0,1834   16,5600   0,1532   26,4400   0,241   1999M12   20,0257   0,1945   0,1777   18,8900   0,1730   25,4100   0,22000M1   19,3277   0,1899   0,1739   18,9100   0,1732   27,1500   0,241   1999M12   20,0257   0,1945   0,1777   18,8900   0,1730   25,4100   0,241   1999M12   20,0257   0,1945   0,1777   18,8900   0,1730   25,4100   0,241   1999M12   20,0257   0,1945   0,1777   18,8900   0,1730   25,4100   0,251   1999M12   20,0257   0,1945   0,1759   18,9100   0,1732   27,1500   0,251   1999M12   20,0257   0,1945   0,1759   18,9100   0,1732   27,1500   0,251   1999M12   20,0257   0,1899   0,1739   18,9100   0,1732   27,1500   0,251   1999M12   20,0257   0,1891   0,165	1998M7	38,0531	0,3712	0,3157	39,9800	0,3363	57,9500	0,4571
1998M10         32,6386         0,3323         0,2869         43,2500         0,3594         52,9200         0,42           1998M11         31,0067         0,3201         0,2777         37,1800         0,3161         46,5500         0,33           1998M12         29,9059         0,3075         0,2681         37,3800         0,3176         49,7300         0,40           1999M1         30,2074         0,2940         0,2577         34,9600         0,2998         41,0800         0,33           1999M2         29,5185         0,2807         0,2474         32,2300         0,2794         41,2700         0,33           1999M3         27,6234         0,2701         0,2391         28,2000         0,2484         36,5300         0,3           1999M5         23,3631         0,2489         0,2223         22,2900         0,2012         33,9900         0,29           1999M6         23,5532         0,2370         0,2127         19,5900         0,1789         31,7900         0,2           1999M7         23,0142         0,2263         0,2040         16,8200         0,1555         31,1300         0,2           1999M9         21,2060         0,2147         0,1945         14,0700	1998M8	36,4433	0,3589	0,3067	43,7700	0,3630	57,5900	0,4548
1998M11         31,0067         0,3201         0,2777         37,1800         0,3161         46,5500         0,31           1998M12         29,9059         0,3075         0,2681         37,3800         0,3176         49,7300         0,44           1999M1         30,2074         0,2940         0,2577         34,9600         0,2998         41,0800         0,33           1999M2         29,5185         0,2807         0,2474         32,2300         0,2794         41,2700         0,33           1999M3         27,6234         0,2701         0,2391         28,2000         0,2484         36,5300         0,3           1999M4         24,8691         0,2602         0,2313         24,1000         0,2159         31,4600         0,2           1999M5         23,3631         0,2489         0,2223         22,2900         0,2012         33,9900         0,2           1999M6         23,5532         0,2370         0,2127         19,5900         0,1789         31,7900         0,2           1999M7         23,0142         0,2263         0,2040         16,8200         0,1555         31,1300         0,2           1999M8         22,2952         0,2195         0,1984         13,0600	1998M9	34,3382	0,3448	0,2963	48,3100	0,3941	73,2700	0,5497
1998M12         29,9059         0,3075         0,2681         37,3800         0,3176         49,7300         0,44           1999M1         30,2074         0,2940         0,2577         34,9600         0,2998         41,0800         0,33           1999M2         29,5185         0,2807         0,2474         32,2300         0,2794         41,2700         0,33           1999M3         27,6234         0,2701         0,2391         28,2000         0,2484         36,5300         0,3           1999M4         24,8691         0,2602         0,2313         24,1000         0,2159         31,4600         0,2           1999M5         23,3631         0,2489         0,2223         22,2900         0,2012         33,9900         0,2           1999M6         23,5532         0,2370         0,2127         19,5900         0,1789         31,7900         0,2           1999M7         23,0142         0,2263         0,2040         16,8200         0,1555         31,1300         0,2           1999M8         22,2952         0,2195         0,1984         13,0600         0,1227         29,6500         0,2           1999M10         20,1431         0,2087         0,1895         14,5700         <	1998M10	32,6386	0,3323	0,2869	43,2500	0,3594	52,9200	0,4247
1999M1         30,2074         0,2940         0,2577         34,9600         0,2998         41,0800         0,34           1999M2         29,5185         0,2807         0,2474         32,2300         0,2794         41,2700         0,34           1999M3         27,6234         0,2701         0,2391         28,2000         0,2484         36,5300         0,3           1999M4         24,8691         0,2602         0,2313         24,1000         0,2159         31,4600         0,2*           1999M5         23,3631         0,2489         0,2223         22,2900         0,2012         33,9900         0,2*           1999M6         23,5532         0,2370         0,2127         19,5900         0,1789         31,7900         0,2*           1999M7         23,0142         0,2263         0,2040         16,8200         0,1555         31,1300         0,2*           1999M8         22,2952         0,2195         0,1984         13,0600         0,1227         29,6500         0,2*           1999M9         21,2060         0,2147         0,1945         14,0700         0,1316         29,4500         0,2*           1999M10         20,1431         0,2087         0,1895         14,5700	1998M11	31,0067	0,3201	0,2777	37,1800	0,3161	46,5500	0,3822
1999M2         29,5185         0,2807         0,2474         32,2300         0,2794         41,2700         0,33           1999M3         27,6234         0,2701         0,2391         28,2000         0,2484         36,5300         0,3           1999M4         24,8691         0,2602         0,2313         24,1000         0,2159         31,4600         0,2'           1999M5         23,3631         0,2489         0,2223         22,2900         0,2012         33,9900         0,2'           1999M6         23,5532         0,2370         0,2127         19,5900         0,1789         31,7900         0,2'           1999M7         23,0142         0,2263         0,2040         16,8200         0,1555         31,1300         0,2'           1999M8         22,2952         0,2195         0,1984         13,0600         0,1227         29,6500         0,2:           1999M9         21,2060         0,2147         0,1945         14,0700         0,1316         29,4500         0,2:           1999M10         20,1431         0,2087         0,1895         14,5700         0,1360         27,3100         0,2:           1999M11         20,0559         0,2013         0,1834         16,5600	1998M12	29,9059	0,3075	0,2681	37,3800	0,3176	49,7300	0,4037
1999M3         27,6234         0,2701         0,2391         28,2000         0,2484         36,5300         0,3           1999M4         24,8691         0,2602         0,2313         24,1000         0,2159         31,4600         0,2*           1999M5         23,3631         0,2489         0,2223         22,2900         0,2012         33,9900         0,2*           1999M6         23,5532         0,2370         0,2127         19,5900         0,1789         31,7900         0,2*           1999M7         23,0142         0,2263         0,2040         16,8200         0,1555         31,1300         0,2*           1999M8         22,2952         0,2195         0,1984         13,0600         0,1227         29,6500         0,2*           1999M9         21,2060         0,2147         0,1945         14,0700         0,1316         29,4500         0,2*           1999M10         20,1431         0,2087         0,1895         14,5700         0,1360         27,3100         0,2*           1999M11         20,0257         0,1945         0,1777         18,8900         0,1730         25,4100         0,2*           2000M2         17,8640         0,1853         0,1700         17,0200	1999M1	30,2074	0,2940	0,2577	34,9600	0,2998	41,0800	0,3442
1999M4         24,8691         0,2602         0,2313         24,1000         0,2159         31,4600         0,21999M5           1999M5         23,3631         0,2489         0,2223         22,2900         0,2012         33,9900         0,2190           1999M6         23,5532         0,2370         0,2127         19,5900         0,1789         31,7900         0,2190           1999M7         23,0142         0,2263         0,2040         16,8200         0,1555         31,1300         0,2210           1999M8         22,2952         0,2195         0,1984         13,0600         0,1227         29,6500         0,2210           1999M9         21,2060         0,2147         0,1945         14,0700         0,1316         29,4500         0,2210           1999M10         20,1431         0,2087         0,1895         14,5700         0,1360         27,3100         0,2210           1999M11         20,0559         0,2013         0,1834         16,5600         0,1532         26,4400         0,2210           2000M1         19,3277         0,1899         0,1739         18,8900         0,1730         25,4100         0,2210           2000M2         17,8640         0,1853         0,1700	1999M2	29,5185	0,2807	0,2474	32,2300	0,2794	41,2700	0,3455
1999M5         23,3631         0,2489         0,2223         22,2900         0,2012         33,9900         0,212           1999M6         23,5532         0,2370         0,2127         19,5900         0,1789         31,7900         0,2           1999M7         23,0142         0,2263         0,2040         16,8200         0,1555         31,1300         0,2           1999M8         22,2952         0,2195         0,1984         13,0600         0,1227         29,6500         0,2           1999M9         21,2060         0,2147         0,1945         14,0700         0,1316         29,4500         0,2           1999M10         20,1431         0,2087         0,1895         14,5700         0,1360         27,3100         0,2           1999M11         20,0559         0,2013         0,1834         16,5600         0,1532         26,4400         0,2           1999M12         20,0257         0,1945         0,1777         18,8900         0,1730         25,4100         0,2           2000M1         19,3277         0,1899         0,1739         18,9100         0,1732         27,1500         0,2           2000M2         17,8640         0,1853         0,1700         17,0200         <	1999M3	27,6234	0,2701	0,2391	28,2000	0,2484	36,5300	0,3114
1999M6         23,5532         0,2370         0,2127         19,5900         0,1789         31,7900         0,2           1999M7         23,0142         0,2263         0,2040         16,8200         0,1555         31,1300         0,2'           1999M8         22,2952         0,2195         0,1984         13,0600         0,1227         29,6500         0,2'           1999M9         21,2060         0,2147         0,1945         14,0700         0,1316         29,4500         0,2'           1999M10         20,1431         0,2087         0,1895         14,5700         0,1360         27,3100         0,2'           1999M11         20,0559         0,2013         0,1834         16,5600         0,1532         26,4400         0,2'           1999M12         20,0257         0,1945         0,1777         18,8900         0,1730         25,4100         0,2'           2000M1         19,3277         0,1899         0,1739         18,9100         0,1732         27,1500         0,2'           2000M2         17,8640         0,1853         0,1700         17,0200         0,1572         26,4400         0,2'           2000M3         17,5251         0,1801         0,1656         14,9700	1999M4	24,8691	0,2602	0,2313	24,1000	0,2159	31,4600	0,2735
1999M7         23,0142         0,2263         0,2040         16,8200         0,1555         31,1300         0,2           1999M8         22,2952         0,2195         0,1984         13,0600         0,1227         29,6500         0,2           1999M9         21,2060         0,2147         0,1945         14,0700         0,1316         29,4500         0,2           1999M10         20,1431         0,2087         0,1895         14,5700         0,1360         27,3100         0,2           1999M11         20,0559         0,2013         0,1834         16,5600         0,1532         26,4400         0,2           1999M12         20,0257         0,1945         0,1777         18,8900         0,1730         25,4100         0,2           2000M1         19,3277         0,1899         0,1739         18,9100         0,1732         27,1500         0,2           2000M2         17,8640         0,1853         0,1700         17,0200         0,1572         26,4400         0,2           2000M3         17,5251         0,1801         0,1656         14,9700         0,1395         25,0000         0,2           2000M4         18,0124         0,1740         0,1604         15,6900 <td< td=""><td>1999M5</td><td>23,3631</td><td>0,2489</td><td>0,2223</td><td>22,2900</td><td>0,2012</td><td>33,9900</td><td>0,2926</td></td<>	1999M5	23,3631	0,2489	0,2223	22,2900	0,2012	33,9900	0,2926
1999M8         22,2952         0,2195         0,1984         13,0600         0,1227         29,6500         0,21           1999M9         21,2060         0,2147         0,1945         14,0700         0,1316         29,4500         0,21           1999M10         20,1431         0,2087         0,1895         14,5700         0,1360         27,3100         0,21           1999M11         20,0559         0,2013         0,1834         16,5600         0,1532         26,4400         0,21           1999M12         20,0257         0,1945         0,1777         18,8900         0,1730         25,4100         0,22           2000M1         19,3277         0,1899         0,1739         18,9100         0,1732         27,1500         0,2           2000M2         17,8640         0,1853         0,1700         17,0200         0,1572         26,4400         0,2           2000M3         17,5251         0,1801         0,1656         14,9700         0,1395         25,0000         0,2           2000M4         18,0124         0,1740         0,1604         15,6900         0,1457         24,4100         0,2           2000M5         16,8697         0,1678         0,1527         18,5400	1999M6	23,5532	0,2370	0,2127	19,5900	0,1789	31,7900	0,2760
1999M9         21,2060         0,2147         0,1945         14,0700         0,1316         29,4500         0,21           1999M10         20,1431         0,2087         0,1895         14,5700         0,1360         27,3100         0,22           1999M11         20,0559         0,2013         0,1834         16,5600         0,1532         26,4400         0,2           1999M12         20,0257         0,1945         0,1777         18,8900         0,1730         25,4100         0,2           2000M1         19,3277         0,1899         0,1739         18,9100         0,1732         27,1500         0,2           2000M2         17,8640         0,1853         0,1700         17,0200         0,1572         26,4400         0,2           2000M3         17,5251         0,1801         0,1656         14,9700         0,1395         25,0000         0,2           2000M4         18,0124         0,1740         0,1604         15,6900         0,1457         24,4100         0,2           2000M5         16,8697         0,1678         0,1551         23,4300         0,2105         21,3500         0,1           2000M6         16,4466         0,1650         0,1527         18,5400         <	1999M7	23,0142	0,2263	0,2040	16,8200	0,1555	31,1300	0,2710
1999M10         20,1431         0,2087         0,1895         14,5700         0,1360         27,3100         0,21           1999M11         20,0559         0,2013         0,1834         16,5600         0,1532         26,4400         0,22           1999M12         20,0257         0,1945         0,1777         18,8900         0,1730         25,4100         0,2           2000M1         19,3277         0,1899         0,1739         18,9100         0,1732         27,1500         0,2           2000M2         17,8640         0,1853         0,1700         17,0200         0,1572         26,4400         0,2           2000M3         17,5251         0,1801         0,1656         14,9700         0,1395         25,0000         0,2           2000M4         18,0124         0,1740         0,1604         15,6900         0,1457         24,4100         0,2           2000M5         16,8697         0,1678         0,1551         23,4300         0,2105         21,3500         0,19           2000M6         16,4466         0,1650         0,1527         18,5400         0,1701         25,4800         0,2	1999M8	22,2952	0,2195	0,1984	13,0600	0,1227	29,6500	0,2597
1999M11         20,0559         0,2013         0,1834         16,5600         0,1532         26,4400         0,23           1999M12         20,0257         0,1945         0,1777         18,8900         0,1730         25,4100         0,23           2000M1         19,3277         0,1899         0,1739         18,9100         0,1732         27,1500         0,23           2000M2         17,8640         0,1853         0,1700         17,0200         0,1572         26,4400         0,23           2000M3         17,5251         0,1801         0,1656         14,9700         0,1395         25,0000         0,23           2000M4         18,0124         0,1740         0,1604         15,6900         0,1457         24,4100         0,2           2000M5         16,8697         0,1678         0,1551         23,4300         0,2105         21,3500         0,19           2000M6         16,4466         0,1650         0,1527         18,5400         0,1701         25,4800         0,2	1999M9	21,2060	0,2147	0,1945	14,0700	0,1316	29,4500	0,2581
1999M12         20,0257         0,1945         0,1777         18,8900         0,1730         25,4100         0,27           2000M1         19,3277         0,1899         0,1739         18,9100         0,1732         27,1500         0,2           2000M2         17,8640         0,1853         0,1700         17,0200         0,1572         26,4400         0,2           2000M3         17,5251         0,1801         0,1656         14,9700         0,1395         25,0000         0,2           2000M4         18,0124         0,1740         0,1604         15,6900         0,1457         24,4100         0,2           2000M5         16,8697         0,1678         0,1551         23,4300         0,2105         21,3500         0,19           2000M6         16,4466         0,1650         0,1527         18,5400         0,1701         25,4800         0,2	1999M10	20,1431	0,2087	0,1895	14,5700	0,1360	27,3100	0,2415
2000M1         19,3277         0,1899         0,1739         18,9100         0,1732         27,1500         0,200           2000M2         17,8640         0,1853         0,1700         17,0200         0,1572         26,4400         0,200           2000M3         17,5251         0,1801         0,1656         14,9700         0,1395         25,0000         0,200           2000M4         18,0124         0,1740         0,1604         15,6900         0,1457         24,4100         0,200           2000M5         16,8697         0,1678         0,1551         23,4300         0,2105         21,3500         0,1900           2000M6         16,4466         0,1650         0,1527         18,5400         0,1701         25,4800         0,2000	1999M11	20,0559	0,2013	0,1834	16,5600	0,1532	26,4400	0,2346
2000M2         17,8640         0,1853         0,1700         17,0200         0,1572         26,4400         0,2           2000M3         17,5251         0,1801         0,1656         14,9700         0,1395         25,0000         0,2           2000M4         18,0124         0,1740         0,1604         15,6900         0,1457         24,4100         0,2           2000M5         16,8697         0,1678         0,1551         23,4300         0,2105         21,3500         0,1           2000M6         16,4466         0,1650         0,1527         18,5400         0,1701         25,4800         0,2	1999M12	20,0257	0,1945	0,1777	18,8900	0,1730	25,4100	0,2264
2000M2         17,8640         0,1853         0,1700         17,0200         0,1572         26,4400         0,2           2000M3         17,5251         0,1801         0,1656         14,9700         0,1395         25,0000         0,2           2000M4         18,0124         0,1740         0,1604         15,6900         0,1457         24,4100         0,2           2000M5         16,8697         0,1678         0,1551         23,4300         0,2105         21,3500         0,1           2000M6         16,4466         0,1650         0,1527         18,5400         0,1701         25,4800         0,2	2000M1	19,3277	0,1899	0,1739	18,9100	0,1732	27,1500	0,2402
2000M3         17,5251         0,1801         0,1656         14,9700         0,1395         25,0000         0,2           2000M4         18,0124         0,1740         0,1604         15,6900         0,1457         24,4100         0,2           2000M5         16,8697         0,1678         0,1551         23,4300         0,2105         21,3500         0,1           2000M6         16,4466         0,1650         0,1527         18,5400         0,1701         25,4800         0,2	2000M2			0,1700	17,0200	0,1572	26,4400	0,2346
2000M4         18,0124         0,1740         0,1604         15,6900         0,1457         24,4100         0,2           2000M5         16,8697         0,1678         0,1551         23,4300         0,2105         21,3500         0,19           2000M6         16,4466         0,1650         0,1527         18,5400         0,1701         25,4800         0,2	2000M3	17,5251	0,1801	0,1656	14,9700	0,1395	25,0000	0,2231
2000M5         16,8697         0,1678         0,1551         23,4300         0,2105         21,3500         0,152           2000M6         16,4466         0,1650         0,1527         18,5400         0,1701         25,4800         0,2		The second secon			The second second second	Section Control		0,2184
2000M6 16,4466 0,1650 0,1527 18,5400 0,1701 25,4800 0,2	2000M5			Section 1979	Anna Marina		140000 14000000	0,1935
							The same of the sa	0,2270
2000M7   15,7708   0,1616   0,1498   13,1400   0,1235   23,1300   0,2			A					0,2081
								0,2255
								0,2334
								0,2389
								0,2267
								0,2263
								0,1685
	2001M2	12,6753	0,1287	0,1210	13,7200	0,1286	17,1900	0,1586

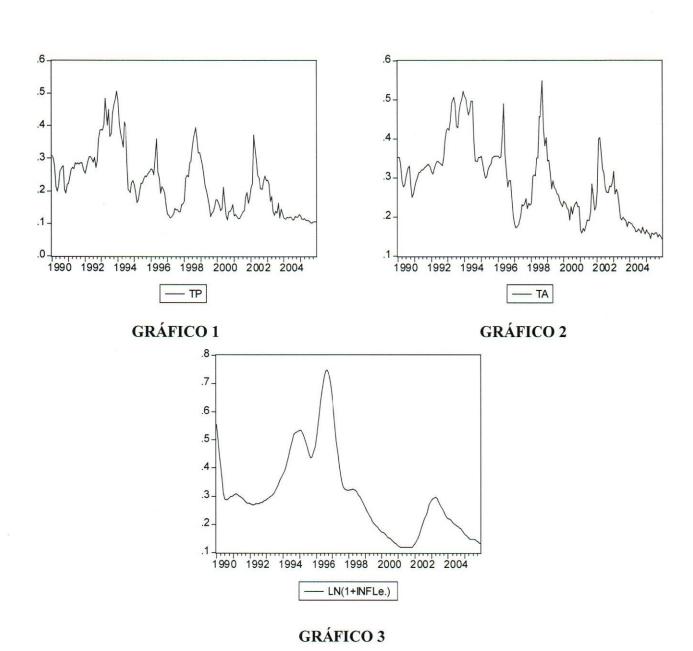
2001M3	12,5067	0,1263	0,1189	12,9000	0,1213	18,5900	0,1705
2001M4	12,0526	0,1256	0,1184	12,4000	0,1169	17,8200	0,1640
2001M5	12,6107	0,1260	0,1187	12,3000	0,1160	19,4000	0,1773
2001M6	12,4742	0,1254	0,1182	13,2600	0,1245	21,3300	0,1933
2001M7	13,0102	0,1252	0,1180	14,4800	0,1352	21,0700	0,1912
2001M8	12,8608	0,1261	0,1188	15,0300	0,1400	23,6900	0,2126
2001M9	12,2947	0,1257	0,1184	20,1500	0,1836	32,8500	0,2841
2001M10	12,3396	0,1254	0,1181	21,5500	0,1952	29,4100	0,2578
2001M11	12,7023	0,1264	0,1190	17,7500	0,1634	24,4800	0,2190
2001M12	12,2816	0,1332	0,1251	19,4700	0,1779	25,2400	0,2251
2002M1	12,2655	0,1424	0,1331	23,1800	0,2085	30,2900	0,2646
2002M2	13,7386	0,1510	0,1406	25,1100	0,2240	49,2400	0,4004
2002M3	17,6247	0,1608	0,1491	44,9200	0,3710	49,6100	0,4029
2002M4	18,7412	0,1747	0,1610	39,5400	0,3332	44,6900	0,3694
2002M5	18,3248	0,1917	0,1754	34,1000	0,2934	38,1500	0,3232
2002M6	19,5692	0,2124	0,1926	28,2300	0,2487	36,8700	0,3139
2002M7	22,0316	0,2299	0,2070	26,9900	0,2389	32,1200	0,2785
2002M8	24,1812	0,2471	0,2208	22,9400	0,2065	30,3200	0,2648
2002M9	28,1915	0,2655	0,2354	22,8700	0,2060	29,9600	0,2621
2002M10	29,9209	0,2858	0,2514	26,1600	0,2324	32,2000	0,2791
2002M11	30,7224	0,3096	0,2697	27,8500	0,2457	31,9600	0,2773
2002M12	31,2149	0,3237	0,2805	26,1200	0,2321	33,5200	0,2891
2003M1	33,8046	0,3313	0,2862	26,2900	0,2334	37,1800	0,3161
2003M2	38,6785	0,3386	0,2917	24,6900	0,2207	29,6000	0,2593
2003M3	34,0872	0,3436	0,2954	18,2900	0,1680	31,0900	0,2707
2003M4	33,5047	0,3445	0,2960	20,0300	0,1826	29,9100	0,2617
2003M5	35,0411	0,3396	0,2924	14,7300	0,1374	26,4400	0,2346
2003M6	34,1893	0,3224	0,2794	13,4800	0,1265	21,9700	0,1986
2003M7	31,8535	0,3104	0,2703	14,8900	0,1388	21,3500	0,1935
2003M8	30,3829	0,2997	0,2622	14,1900	0,1327	22,1300	0,1999
2003M9	26,5906	0,2884	0,2534	17,6100	0,1622	21,5400	0,1951
2003M10	25,7017	0,2776	0,2449	12,6100	0,1188	21,1200	0,1916
2003M11	26,0652	0,2633	0,2337	15,5100	0,1442	19,2600	0,1761
2003M12	27,0840	0,2536	0,2260	14,1800	0,1326	20,7300	0,1884
2004M1	26,6090	0,2486	0,2220	12,5600	0,1183	20,5200	0,1866
2004M2	21,8816	0,2430	0,2175	11,9600	0,1130	20,0700	0,1829
2004M3	23,5542	0,2377	0,2132	12,7900	0,1204	19,2600	0,1761
2004M4	23,1407	0,2302	0,2072	12,5100	0,1179	18,9100	0,1732
2004M5	21,7782	0,2235	0,2017	12,8400	0,1208	17,6700	0,1627
2004M6	22,3365	0,2220	0,2005	12,6400	0,1190	17,8000	0,1638
2004M7	21,8294	0,2165	0,1960	11,8400	0,1119	18,3900	0,1688
2004M8	21,9174	0,2113	0,1917	11,9400	0,1128	18,0600	0,1660
2004M9	20,8140	0,2076	0,1886	13,0400	0,1226	17,2900	0,1595
2004M10	19,7202	0,2021	0,1840	12,6600	0,1192	19,0500	0,1744
2004M11	19,4877	0,1950	0,1781	12,6400	0,1190	17,9400	0,1650
2004M12	19,1859	0,1862	0,1708	13,7700	0,1290	17,0000	0,1570
2005M1	18,4876	0,1791	0,1647	13,2700	0,1246	18,2900	0,1680
2005M2	16,8576	0,1757	0,1619	12,1400	0,1146	17,4000	0,1604
2005M3	15,7972	0,1705	0,1575	12,0200	0,1135	17,0600	0,1575
2005M4	15,8085	0,1650	0,1527	12,2600	0,1156	15,6600	0,1455

2005M5	17,3603	0,1598	0,1482	11,6200	0,1099	17,1800	0,1585
2005M6	15,8767	0,1585	0,1471	11,6400	0,1101	16,9500	0,1566
2005M7	15,2925	0,1588	0,1474	11,3400	0,1074	17,1800	0,1585
2005M8	14,8636	0,1580	0,1467	10,8700	0,1032	17,2100	0,1588
2005M9	15,9620	0,1537	0,1430	10,8000	0,1026	16,0900	0,1492
2005M10	15,9775	0,1497	0,1395	11,1100	0,1054	16,9300	0,1564
2005M11	15,2707	0,1457	0,1360	11,2200	0,1063	16,2500	0,1506
2005M12	14,3572	0,1418	0,1326	11,2200	0,1063	15,5100	0,1442

- (1) La fecha se lee siguiendo el siguiente patrón: añoMmes.
- (2) Variación porcentual del Indice de Precios al Consumidor.
- (3) Calculada siguiendo la metodología utilizada por Carneiro, Divino y Rocha (2002): promedio móvil de la tasa de inflación efectiva, utilizando tres leads y tres rezagos.
- (4) Logaritmo neperiano de uno más la tasa nominal de interés pasiva.
- (5) Logaritmo neperiano de uno más la tasa nominal de interés activa.

# ANEXO 3: Gráficos de las series temporales.

**GRÁFICOS 1, 2 y 3:** Gráficas de las series temporales "TP", "TA" y "LN(1+INFLe.)" para el período 1990:01-2005:12. Elaborado en EViews 5.0.



### ANEXO 4: Pruebas de raíces unitarias.

**TABLAS 3 y 4:** Resultados obtenidos de la prueba Aumentada de Dickey-Fuller. Tabla de elaboración propia en base a la información extraída de las pruebas realizadas en EViews 5.0.

PRUTBA AUMENTADA DE DICKEY-FULLER TÉRMINO EXÓGENO: CONSTANTE SCHWARZ INFO CRITERION REZAGO MÁXIMO: 12

VARIABLE	ORDEN DE INTEGRACIÓN	NIVEL DE SIGNIFICACIÓN	VALORES CRÍTICOS	t-STATISTIC	Prob.*	AMPLITUD DEL REZAGO	$\mathbf{H}0:\delta=0$	RAÍZ UNITARIA
VARIABLE	Level	1%	-3,464643				NO RECHAZO	SI
	Level	5%	-2,876515	-2,169055	0,218400	0	NO RECHAZO	SI
TP	Level	10%	-2,574831				NO RECHAZO	SI
	ler	1%	-3,464827				RECHAZO	NO
	1er	5%	-2,876595	-12,34643	0,000000	0	RECHAZO	NO
	1er	10%	-2,574874				RECHAZO	NO
The second second	Level	1%	-3,464643				NO RECHAZO	SI
	Level	5%	-2,876515	-1,920808	0,322200	0	NO RECHAZO	SI
TA	Level	10%	-2,574831				NO RECHAZO	SI
	1er	1%	-3,464827		0,000000		RECHAZO	NO
	ler .	5%	-2,876595	-12,20368		0	RECHAZO	NO
	1er	10%	-2,574874				RECHAZO	NO
	Level	1%	-3,466377				NO RECHAZO	SI
	Level	5%	-2,877274	-1,788074	0,038560	S	NO RECHAZO	SI
LN(1+INFLe.)	Level	10%	-2,575236				NO RECHAZO	SI
	1er	1%	-3,466377				RECHAZO	NO
	1er	5%	-2,877274	-3,789638	0,003600	8	RECHAZO	NO
	1er	10%	-2,575236				RECHAZO	NO

TABLA 3

PRUEBA AUMENTADA DE DICKEY-FULLER TÉRMINO EXÓGENO: CONSTANTE Y TENDENCIA LINEAL SCHWARZ INFO CRITERION

VARIABLE	ORDEN DE INTEGRACIÓN	NIVEL DE SIGNIFICACIÓN	VALORES CRÍTICOS	t-STATISTIC	Prob.*	AMPLITUD DEL REZAGO	H0: $\delta = 0$	RAÍZ UNITARIA
IP IA	Level	1%	-4,006824				NO RECHAZO	SI
	Level	5%	-3,433525	-2,9018	0,164300	0	NO RECHAZO	SI
TP	Level	10%	-3,140623				NO RECHAZO	SI
	1er	1%	-4,007084				RECHAZO	NO
	1er	5%	-3,433651	-12,31529	0,000000	0	RECHAZO	NO
	1er	10%	-3,140697				RECHAZO	NO
	Level	1%	-4,006824				NO RECHAZO	SI
	Level	5%	-3,433525	-2,787364	0,203800	0	NO RECHAZO	SI
TA	Level	10%	-3,140623				NO RECHAZO	SI
	ler	1%	-4,007084		0,000000		RECHAZO	NO
	1er	5%	-3,433651	-12,17914		0	RECHAZO	NO
	1er	10%	-3,140697				RECHAZO	NO
	Level	1%	-4,009271				NO RECHAZO	SI
	Level	5%	-3,434706	-2,392012	0,382500	8	NO RECHAZO	SI
LN(1+INFLe.)	Level	10%	-3,141318				NO RECHAZO	SI
	1er	1%	-4,009271				NO RECHAZO	SI
	1er	5%	-3,434706	-3,807771	0,018200	S	RECHAZO	NO
	1er	10%	-3,141318				RECHAZO	NO

TABLA 4

**TABLAS 5 y 6:** Resultados obtenidos de la prueba de Phillips-Perron. Tabla de elaboración propia en base a la información extraída de las pruebas realizadas en EViews 5.0.

PRUEBA DE PHILLIPS-PERRON

TÉRMINO EXÓGENO: CONSTANTE AMPLITUD DE LA BANDA DEFINIDA POR EL CRITERIO DE NEWEY-WEST UTILIZANDO EL KERNEL DE BARTLETT

1er

Level

Level

Level

ler

ler

LN(1+INFLe.)

ORDEN DE NIVEL DE VALORES AMPLITUD DE LA Adj. t-STATISTIC H0:  $\delta = 0$ RAÍZ UNITARIA INTEGRACIÓN SIGNIFICACIÓN CRÍTICOS BANDA Level 196 -3,464643 NO RECHAZO SI -2,876515 -2,574831 0,156000 -2,35537 Level NO RECHAZO TP Level 1er 1% -3,464827 RECHAZO NO 5% -2,876595 -12,27966 0,000000 RECHAZO NO 15 1er -2,574874 10% RECHAZO NO 1er Level 1% -3,464643 SI -2,10061 0,244800 Level 5% -2,876515 NO RECHAZO -2,574831 -3,464827 TA Level 10% NO RECHAZO SI RECHAZO 1er -12,12746 0.000000 5% -2,876595 15 RECHAZO NO 1er

-1,985636

-4,219273

0,293100

0,000800

10

8

RECHAZO

NO RECHAZO

NO RECHAZO

RECHAZO

RECHAZO

SI

NO

NO

TABLA 5

PRUEBA DE PHILLIPS-PERRON

TÉRMINO EXÓGENO: CONSTANTE Y TENDENCIA LINEAL

10%

1%

10%

196

-2,574874

-3,464643

-2,876515

-2,574831 -3,464827

-2,876595 -2,574874

AMPLITUD DE LA BANDA DEFINIDA POR EL CRITERIO DE NEWEY-WEST UTILIZANDO EL KERNEL DE BARTLETT

VARIABLE	ORDEN DE INTEGRACIÓN	NIVEL DE SIGNIFICACIÓN	VALORES CRÍTICOS	Adj. t-STATISTIC	Prob.*	AMPLITUD DE LA BANDA	H0: $\delta = 0$	RAÍZ UNITARIA
	Level	1%	-4,006824				NO RECHAZO	SI
	Level	5%	-3,433525	-3,104708	0,108200	6	NO RECHAZO	SI
TP	Level	10%	-3,140623				NO RECHAZO	SI
	1er	1%	-4,007084				RECHAZO	NO
	ler	5%	-3,433651	-12,24501	0,000000	15	RECHAZO	NO
	1er	10%	-3,140697				RECHAZO	NO
	Level	196	-4,006824				NO RECHAZO	SI
	Level	5%	-3,433525	-3,009439	0,132400	6	NO RECHAZO	SI
TA	Level	10%	-3,140623				NO RECHAZO	SI
	1er	1%	-4,007084				RECHAZO	NO
	1er	5%	-3,433651	-12,10413	0,000000	15	RECHAZO	NO
	ler	10%	-3,140697				RECHAZO	NO
- Danas alimin	Level	196	-4,006824				NO RECHAZO	SI
	Level	596	-3,433525	-2,155271	0,511300	10	NO RECHAZO	SI
LN(1+INFLe.)	Level	10%	-3,140623				NO RECHAZO	SI
	1er	1%	-4,007084				RECHAZO	NO
	1er	5%	-3,433651	-4,15992	0,006200	S	RECHAZO	NO
	ler	10%	-3,140697				RECHAZO	NO

TABLA 6

## ANEXO 5: Pruebas de cointegración de Johansen.

**TABLA 7:** Resultados del sumario de la prueba de cointegración de Johansen a partir de la series temporales "TP" y "LN(1+INFLe.)". Tabla de elaboración propia en base a la información extraída de las pruebas realizadas en EViews 5.0.

ERIES: TP LN(1+INFL			Tipo de tendenci	a	
	Sin tendencia	Sin tendencia	Lineal	Lineal	Cuadrática
			Tipo de modelo		
	Sin intercepto	Con intercepto		Con intercepto	
Rezagos	Sin tendencia	Sin tendencia	Sin tendencia	Con tendencia	Con tendencia
Máxima Verosimilitud					
1				1173,112	1173,112
2				1209,370	1209,370
3				1205,517	1205,517
4				1215,581	1215,581
5				1212,299	1212,299
6				1248,616	1248,616
7				1252,408	1252,408
8				1255,075	1255,075
9				1260,917	1260,917
10				1255,138	1255,138
11				1258,049	1258,049
12				1255,621	1255,621
Criterio de Akaike				12 100124	12 10012#
1				-12,18013*	-12,18013*
2	12 521224	12 501224		-12,59852*	
3	-12,59132*	-12,59132*		12.71012#	
4				-12,71942*	
5				-12,71461*	
6				-13,15008*	
8				-13,21754* -13,26945*	
9				-13,35973*	
10				-13,33973*	
11	-13,37974*	-13,37974*		-13,32499	
12	-13,38142*	-13,3/9/4			
13	-13,46656*				
14	-13,44163*				
Criterio de Schwarz	-13,4+103				
1	-12,00621*				
		12 4/102*			
2	-12,44193*	-12,44193*			
3	-12,38474*	-12,38474*			
4	-12,43174*	-12,43174*			
5	-12,33738*	-12,33738*			
6	-12,69227*	-12,69227*			
7	-12,69995*	-12,69995*			
8	-12,70196*	-12,70196*			
9	-12,70646*	-12,70646*			
10	-12,59744*	-12,59744*			
11	-12,59924*	-12,59924*			
12	-12,52440*	-12,52440*			

**TABLA 8:** Resultados del sumario de la prueba de cointegración de Johansen a partir de la series temporales "TA" y "LN(1+INFLe.)". Tabla de elaboración propia en base a la información extraída de las pruebas realizadas en EViews 5.0.

SERIES: TA LN(1+INFL			T		
	Sin tendencia	Sin tendencia	Tipo de tendenci Lineal Tipo de modelo	Lineal	Cuadrática
	Sin intercepto	Con intercepto	The second secon		Con intercepto
Rezagos	Sin tendencia	Sin tendencia	Sin tendencia	Con tendencia	Con tendencia
Máxima Verosimilitud					
1				1177,357	1177,357
2				1213,003	1213,003
3				1208,633	1208,633
4				1218,164	1218,164
5				1218,724	1218,724
6				1252,670	1252,670
7				1252,279	1252,279
8				1255,594	1255,594
9				1255,275	1255,275
10				1252,212	1252,212
11				1254,272	1254,272
12				1251,454	1251,454
Criterio de Akaike					
1				-12,22482*	-12,22482*
2		-12,63662*			
3	-12,63008*	-12,63008*			
4		-12,74840*			
5				-12,78427*	
6				-13,19205*	
7				-13,21363*	
8	-13,28218*	-13,28218*			
9	-13,29999*	-13,29999*			
10	-13,29839*	-13,29839*			
11		-13,34658*			
12	-13,34289*	-13,34289*			
13	-13,42823*	-13,42823*			
14	-13,39545*				
Criterio de Schwarz					
1	-12,06761*				
2	-12,49187*	-12,49187*			
3	-12,42430*	-12,42430*			
4	-12,47122*	-12,47122*			
5	-12,40031*	-12,40031*			
6	-12,72956*	-12,72956*			
7	-12,71911*	-12,71911*			
8	-12,72096*	-12,72096*			
9	-12,66623*	-12,66623*			
10	-12,59154*	-12,59154*			
11	-12,56586*	-12,56586*			
12	-12,48817*	-12,48817*			

**TABLA 9:** Orden del VAR y opciones de especificación sugeridas por los criterios de Máxima Verosimilitud, Akaike y Schwarz para las ecuaciones de cointegración de las parejas de series "TP" y "LN(1+INFLe.)", y "TA" y "LN(1+INFLe.)". Tabla de elaboración propia a partir de los resultados obtenidos de las tablas 7 y 8.

		"TP"	1111111111111	BLA 5 V(1+INI	FLe.)"			"TA"	1000	BLA 6 S(1+INI	FLe.)"	
	_			s de la p n de Jol		de		-		s de la p n de Jol	prueba d hansen	de
Criterios de información	1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6
Máxima Verosimilitud				X (9)	X (9)		T			X (8)	X (8)	
Akaike	X (13)						X (13)	X (13)				
Schwarz	X (9)	X (9)					X (6)	X (6)				

**Nota:** Las "X" indican la(s) estimación(es) que sugiere cada uno de los criterios de información. El número entre paréntesis que acompaña a cada "X", indica el número de rezagos que se deberían de incluir en dichas estimaciones.

**TABLAS 10 y 11:** Resultados de la prueba de cointegración de las series "TP" y "LN(1+INFLe.)", y "TA" y "LN(1+INFLe.)", respectivamente, en base a la prueba de la traza y del máximo autovalor.

Opción de especificación	Rezagos	Número hipotético de ecuaciones de cointegración	Estadístico de la traza	Valor Critico 0,05	Número de ecuaciones indicadas por la prueba	Estadístico del máximo autovalor	Valor Crítico 0,05	Número de ecuaciones indicadas por la prueba	Ø11 (error eständar
1	9	None	6,501478	12,3209	0	5,130671	11,2248		-0,694235
. ,	At most 1	0,763746	4,129906	U	1,397452	4,129906	0	(0,12763)	
,	13	None	11,18522	12,3209	0	5,64689	11,2248		-0,687892
1	1 15	At most !	1,016709	4,129906	U	4,44615	4,129906	0	(0,09135)
2	2 9	None	8,868678	20,26184		21,41531	15,8921	0	-0,046926
-	,	At most 1	1,201609	9,164546	0	5,248271	9,164546		(0,03173)
	9	None	21,54984	25,87211		21,25043	19,38704		-0,174651
4	,	At most I	4,363434	12,51798	0	4,866901	12,51798	0	(0,04606)
5	9	None	20,6778	18,39771		-11,516628	17,14769		-0,173048
3	,	At most 2	3,757588	3,841466	1	-27,900157	3,841466	0	(0,04667)

### TABLA 10

Opción de especificación	Rezagos	Número hipotético de ecuaciones de cointegración	Estadístico de la traza	Valor Crítico 0,05	Número de ecuaciones indicadas por la prueba	Estadístico del máximo autovalor	Valor Crítico 0,05	Número de ecuaciones indicadas por la prueba	Ø11 (error eståndar)
1		None	7,314713	12,3209		6,124437	11,2248		0,001833
•		At most 1	1,190276	4,129906	0	1,190276	4,129906	0	-0,02229
1	13	None	8,367626	12,3209		7,426505	11,2248		-0,011372
•	15	At most 1	0,941121	4,129906	0	0,941121	4,129906	0	(0,02229)
2	6	None	13,04446	20,26184	0	10,61798	15,8921	0	-0,031320
-	U	At most 1	2,426482	9,164546	0	2,426482	9,164546		(0,03080)
2	13	None	9,798548	20,26184	0	8,815169	15,8921		-0,021420
-	15	At most I	0,983379	9,164546	0	0,983379	9,164546	0	(0,03323)
4	8	None	16,0581	25,87211		11,41121	19,38704		-0,135184
-	0	At most 1	4,646839	12,51798	0	4,646889	12,51798	0	(0,04371)
5	8	None	15,61838	18,39771		11,08687	17,14769		-0,134422
		At most 1	4,531514 3,841466	0	4,531514	3,841466	0	(0.04470)	

TABLA 11

## ANEXO 6: Pruebas del Modelo MCO.

**TABLA 12:** Pruebas del Modelo MCO: descripción y regla(s) de decisión. Tabla de elaboración propia; información extraída de Barcia (2006) y Pérez López (2006).

PRUEBA	DESCRIPCIÓN	REGLA(S) DE DECISIÓN
Signos de los coeficientes	Prueba que consiste en determinar si los signos de los estimadores de los parámetros están acordes con la teoría que respalda la construcción del modelo.	Comprobar que los signos de los coeficientes están acordes con la teoría.
Bondad del ajuste	Prueba que consiste en determinar la proporción de las variaciones de la variable explicada que son explicadas por la regresión.	Se evalúa el valor del coeficiente de determinación múltiple ajustado ( <i>Adjusted R-squared</i> ): valores entre 0,7 y 1 son ser bastante aceptados, valores entre 0,6 y 0,7 son regulares, y valores por debajo de 0,6 implican un mal ajuste del modelo.
Significación individual de los coeficientes	Prueba que intenta evaluar si la contribución de una variable explicativa en la explicación del comportamiento de la variable explicada es significativamente relevante desde el punto de vista de los resultados obtenidos del modelo.	$H_0$ : Coef <sub>i</sub> = 0 (no rechazo si Prob. del t-Statistic > N.S.): el coeficiente no es individual y estadísticamente significativo. $H_1$ : Coef <sub>i</sub> $\neq$ 0 (no rechazo si Prob. del t-Statistic $\leq$ N.S.): el coeficiente es individual y estadísticamente significativo.
Significación conjunta de los coeficientes	Prueba que intenta evaluar si la contribución de todas las variables explicativas en forma conjunta en la explicación del comportamiento de la variable explicada es significativamente relevante desde el punto de vista de los resultados obtenidos.	H <sub>0</sub> : $Coef_2 = Coef_3 = = Coef_n = 0$ , (no rechazo si Prob(F-statistic) > N.S.): los coeficientes tomados conjuntamente no son estadísticamente significativos. H <sub>1</sub> : $Coef_2 = Coef_3 = = Coef_n \neq 0$ (no rechazo si Prob(F-statistic) $\leq$ N.S.): los coeficientes tomados conjuntamente son estadísticamente significativos.
Multicolinealidad	Prueba que intenta determinar la presencia de altos niveles de relación lineal entre las variables explicativas, lo cual implica un exceso de información en el modelo, afectando la especificación del mismo.	Método 1: si alguno de los coeficientes de correlación entre variables explicativas es superior a 0,80, se puede suponer la presencia de multicolinealidad.  Método 2: si se aceptan la mayoría de las hipótesis nulas de significación individual, pero se rechaza la hipótesis nula de significación conjunta, se puede suponer la presencia de multicolinealidad elevada.
Autocorrelación	Prueba que intenta evaluar la presencia de autocorrelación, es decir, que los residuos o términos de perturbación adoptan esquemas de comportamiento regresivos, careciendo de validez todas las pruebas anteriores.	Sospecha: si en el correlograma para los residuos, creado con EViews 5.0., alguna columna "P" sobresale del intervalo de confianza de la columna de correlación parcial, se sospecha autocorrelación de orden "P", donde "P $\leq$ Z", siendo "Z" el número de rezagos máximos para el que se verifica esta regla visual. Se usa "Z = 36", por ser el número sugerido por EViews 5.0. Prueba de Breusch-Godfrev:  H <sub>0</sub> : P <sub>1</sub> = P <sub>2</sub> = = P <sub>P</sub> = 0 (no rechazo si Probability de Obs*R-squared $\geq$ N.S.): se rechaza la presencia de autocorrelación de orden "P". H <sub>1</sub> : P <sub>1</sub> = P <sub>2</sub> = = P <sub>P</sub> $\neq$ 0 (no rechazo si Probability de Obs*R-squared $\leq$ N.S.): se acepta la presencia de autocorrelación de orden "P".

Heterocedasticidad	Prueba que intenta evaluar si la varianza de los términos de perturbación es o no constante; si no es constante, se asume la presencia de heterocedasticidad en el modelo y que, por tanto, los estimados obtenidos por MCO no son de varianza mínima aunque sigan siendo insesgados y consistentes.	Prueba de White (sin términos cruzados):  La heterocedasticidad se rechaza (lo que equivale a aceptar la homocedasticidad) si el "F-statistic" permite aceptar la nulidad conjunta de todos los parámetros salvo la constante.  Se rechaza la hipótesis de heterocedasticidad si:  Probability de Obs*R-square > N.S.  Se acepta la hipótesis de heterocedasticidad si:  Probability de Obs*R-square ≤ N.S.
Estabilidad estructural	Prueba que busca evaluar si los parámetros estimados del modelo son estables, así como evaluar si estos pueden ser usados en cualquier situación, tanto en el corto como en el largo plazo. En modelos con series temporales existen situaciones en las que es frecuente toparse con coeficientes estimados que, ante cambios en el entorno social o ambiental, obligan a comprobar la estabilidad estructural.	Se observa el comportamiento de los residuos alrededor de su intervalo de confianza simétrico de 2 desviaciones estándar a través de la tabla de ploteo residual que se pueden elaborar en el EViews 5.0. Si el valor del residuo de algún período se desvía en más de dos desviaciones estándar con respecto a la media y existe alguna causa histórico-económica para esto, se sospechará la presencia de un shock coyuntural; si una secuencia continua de residuos se desvía en el mismo sentido, se sospechará la presencia de un shock coyuntural.
Normalidad de los residuos	Prueba que busca evaluar la normalidad de los residuos del modelo. Aunque dicha hipótesis no es necesaria para la estimación de los parámetros del modelo de regresión por el método de MCO, sí es estrictamente necesaria para la realización de la inferencia en el modelo.	Criterio 1: como criterio más suave sobre la normalidad, suele considerarse normal la serie cuyos datos presenten coeficientes de asimetría y curtosis comprendidos entre "-2" y "2".  Criterio 2 — Prueba de Jarque-Bera: una alta probabilidad (> 75%) asociada al criterio de Jarque-Bera lleva a aceptar la hipótesis nula de normalidad de los residuos del modelo.
Estacionariedad	Prueba que intenta evaluar la estacionariedad de los residuos del modelo. Si el modelo se creó utilizando series no estacionarias, se debe comprobar que los residuos del mismo se comporten como "débilmente estacionarios" (media cero, varianza finita y constante, y covarianzas constantes e iguales a cero a lo largo del tiempo).	Se utilizarán los estadísticos "t" de la prueba Aumentada de Dickey-Fuller (ADF) de las tres posibles especificaciones, mas no los valores críticos, ya que por la propia naturaleza de los modelos MCO de seleccionar valores de los estimadores que minimicen la suma del cuadrado de los residuos, la prueba ADF esta sesgada hacia el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria; por tanto, los valores críticos que se utilizarán para el contraste de hipótesis serán los la prueba de cointegración de Engle-Granger [Ver tabla 13] (Enders, 2004).
Predicción	Prueba que busca evaluar la capacidad de proyección o predicción del modelo estimado.	Se utiliza el criterio del <i>Mean Absolute Percentage Error</i> (MAPE) para determinar la capacidad de predicción del modelo. Se puede afirmar que el modelo puede ser utilizado para proyectar o predecir si: MAPE < (N.S. x 100).

**TABLA 13:** Tabla de valores críticos para la prueba de cointegración de Engle-Granger. Tabla de elaboración propia a partir de Enders (2004).

	1%	5%	10%	1%	5%	10%
T	DO	S VARIABI	LES	TRI	ES VARIAB	LES
50	-4,123	-3,461	-3,130	-4,592	-3,915	-3,578
100	-4,008	-3,398	-3,087	-4,441	-3,828	-3,514
200	-3,954	-3,368	-3,067	-4,368	-3,785	-3,483
500	-3,921	-3,350	-3,054	-4,326	-3,760	-3,464
T	SEI	S VARIAB	LES	CINC	CO VARIA	BLES
50	-5,017	-4,324	-3,979	-5,416	-4,700	-4,348
100	-4,827	-4,210	-3,895	-5,184	-4,557	-4,240
200	-4,737	-4,154	-3,853	-5,070	-4,487	-4,186
500	-4,684	-4,122	-3,828	-5,003	-4,446	-4,154

#### T: Tamaño de la muestra.

Los valores críticos son para relaciones de cointegración (con una constante en el vector de cointegración) estimado utilizando la metodología de Engle-Granger.

Fuente primaria: los valores críticos fueron interpolados utilizando la superficie de respuesta de MacKinnon (1991).

## ANEXO 7: Resultados de la estimación MCO para las series "TP" e "LN (1+INFLe.)"

TABLA 14: Hoja de resultados del modelo MCO estimado en el EViews 5.0.

Dependent Variable: D(TP) Method: Least Squares Date: 09/12/08 Time: 20:10

Sample (adjusted): 1990M02 2005M12 Included observations: 191 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	-0.000979	0.002271	-0.431331	0.6667
D(LN(1+INFLe.))	0.034708	0.140890	0.246347	0.8057
R-squared	0.000321	Mean depend	dent var	-0.001056
Adjusted R-squared	-0.004968	S.D. dependent var		0.031007
S.E. of regression	0.031084	Akaike info c	riterion	-4.093812
Sum squared resid	0.182618	Schwarz crite	erion	-4.059757
Log likelihood	392.9590	F-statistic		0.060687
Durbin-Watson stat	1.791824	Prob(F-statis	tic)	0.805681

TABLA 15: Correlograma de los residuos del modelo MCO estimado en el EViews 5.0.

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
ı b	ı ıb	1	0.104	0.104	2.0991	0.14
181	10 1	2	-0.047	-0.058	2.5251	0.28
d.	d i	3	-0.138	-0.129	6.2628	0.10
d.	101	4	-0.103	-0.080	8.3696	0.07
1 [1]	1 11	5	0.073	0.081	9.4185	0.09
1 🗀	ı þ	6	0.159	0.125	14.483	0.02
ı Þ	1 [1]	7	0.129	0.091	17.839	0.01
101	101	8	-0.045	-0.048	18.246	0.01
101	131	9	-0.047	0.013	18.698	0.02
111	111	10	-0.032	0.013	18.901	0.04
		11	-0.138	-0.158	22.798	0.01
101	Q I	12	-0.075	-0.108	23.968	0.02
111	141	13	-0.010	-0.035	23.988	0.03
Q!	d ·	14	-0.101	-0.144	26,108	0.02
101	id i	15	-0.073	-0.098	27.212	0.02
101	101	16	-0.048	-0.049	27.691	0.03
10 1	101	17	-0.061	-0.046	28.489	0.04
101	101	18	-0.065	-0.048	29.399	0.04
101	101	19	-0.056	-0.054	30.060	0.05
101	181	20	-0.044	-0.031	30.484	0.08
101	101	21	-0.062	-0.042	31.324	0.08
1 🗖	1 1	22	0.159	0.162	36.844	0.02
1 1	181	23	-0.004	-0.057	36.848	0.03
101	111	24	-0.039	-0.034	37.178	0.04
Q!	di	25	-0.105	-0.103	39.603	0.03
1 11 1	1 11	26	0.033	0.042	39.839	0.04
ים י	111	27	0.083	0.014	41.385	0.03
1 (1)	111	28			44.361	0.02
1 11	101	29	0.052	-0.043	44.975	0.00
101	111	30	-0.040	-0.022	45.340	0.03
1 1 1	1 11	31	0.016	0.039	45.398	0.04
1 1	101	32		-0.041	45.413	0.05
1 11 1	1 1	33		0.003	45.798	0.0
1 1	ıg ı			-0.095		0.0
191	d,			-0.117		0.08
101	101	136	-0.041	-0.066	47.558	0.09

**TABLA 16:** Prueba de heterocedasticidad de White (sin términos cruzados) del modelo MCO estimado en el EViews 5.0.

White Heteroskedasticity Test:					
F-statistic	6.332250	Probability	0.002181		
Obs*R-squared	12.05455	Probability	0.002412		

**TABLA 17:** Hoja de resultados del modelo MCO modificado estimado en el EViews 5.0.

Dependent Variable: D(TP) Method: Least Squares Date: 09/14/08 Time: 14:54

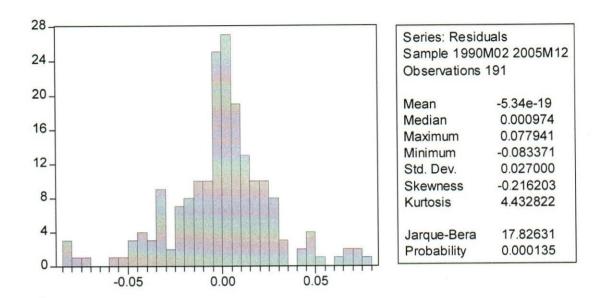
Sample (adjusted): 1990M02 2005M12 Included observations: 191 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	-0.000429	0.002016	-0.212542	0.8319
D(LN(1+INFLe.))	0.121996	0.125870	0.969221	0.3337
D1994M08	-0.111094	0.027507	-4.038786	0.0001
D1996M06	-0.103628	0.027669	-3.745288	0.0002
D2002M03	0.146382	0.027396	5.343160	0.0000
R-squared	0.241802	Mean depend	dent var	-0.001056
Adjusted R-squared	0.225497	S.D. depende	ent var	0.031007
S.E. of regression	0.027288	Akaike info c	riterion	-4.338888
Sum squared resid	0.138505	Schwarz crite	erion	-4.253750
Log likelihood	419.3638	F-statistic		14.82966
Durbin-Watson stat	1.791449	Prob(F-statis	tic)	0.000000

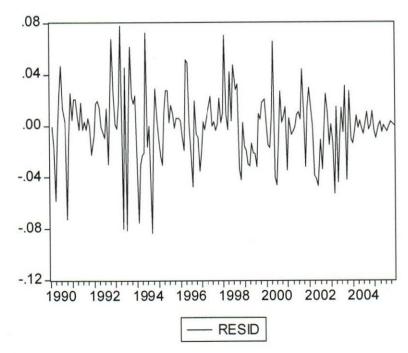
**TABLA 18:** Prueba de heterocedasticidad de White (sin términos cruzados) del modelo MCO modificado estimado en el EViews 5.0.

White Heteroskedasticity Test:					
F-statistic	1.800190	Probability	0.114797		
Obs*R-squared	8.861716	Probability	0.114709		

**TABLA 19:** Histograma y Prueba de Normalidad de los residuos del modelo MCO modificado estimado en el EViews 5.0.



**Gráfico 4:** Gráfica de los residuos del modelo MCO modificado estimado en el EViews 5.0.



**TABLA 20:** Prueba Aumentada de Dickey-Fuller para los residuos del modelo MCO modificado estimado en el EViews 5.0.

Null Hypothesis: RESI Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automa	D has a unit root atic based on SIC, MAX	(LAG=14)	
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu	ller test statistic	-12.34895	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.464827	
	5% level	-2.876595	
	10% level	-2.574874	

TABLA 21: Pruebas de predicción del modelo MCO modificado estimado en el EViews 5.0.

Forecast: TPF Actual: TP Forecast sample: 1990M01 2005M12 Adjusted sample: 1990M02 2005M12 Included observations: 191		Forecast: TPF Actual: D(TP) Forecast sample: 1990M01 2005M12 Adjusted sample: 1990M02 2005M12 Included observations: 191		
Root Mean Squared Error	0.132482	Root Mean Squared Error	0.026929	
Mean Absolute Error	0.101426	Mean Absolute Error	0.019047	
Mean Absolute Percentage Error	46.69600	Mean Absolute Percentage Error	135.972	
Theil Inequality Coefficient	0.323124	Theil Inequality Coefficient	0.58302	
Bias Proportion	0.509986	Bias Proportion	0.00000	
Variance Proportion	0.004100	Variance Proportion	0.34072	
Covariance Proportion	0.485914	Covariance Proportion	0.65927	

## ANEXO 8: Resultados de la estimación MCO para las series "TA" e "LN(1+INFLe.)"

TABLA 22: Hoja de resultados del modelo MCO estimado en el EViews 5.0.

Dependent Variable: D(TA)
Method: Least Squares
Date: 09/12/08 Time: 20:15

Sample (adjusted): 1990M02 2005M12 Included observations: 191 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	-0.000979	0.002210	-0.443110	0.6582
D(LN(1+INFLe.))	0.049237	0.137149	0.359003	0.7200
R-squared	0.000681	Mean dependent var		-0.001088
Adjusted R-squared	-0.004606	S.D. dependent var		0.030189
S.E. of regression	0.030259	Akaike info criterion		-4.147637
Sum squared resid	0.173049	Schwarz criterion		-4.113582
Log likelihood	398.0993	F-statistic		0.128883
<b>Durbin-Watson stat</b>	1.769494	Prob(F-statis	tic)	0.719993

TABLA 23: Correlograma de los residuos del modelo MCO estimado en el EViews 5.0.

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Pro
ı þ	l ıb	1	0.115	0.115	2.5718	0.1
1 1 1	101	2	-0.037	-0.051	2.8357	0.2
	d i	3	-0.163	-0.155	8.0610	0.0
10 1	101	4	-0.082	-0.049	9.3839	0.0
1	I P	5	0.161	0.171	14.506	0.0
1 101	111	6		-0.013	15.064	0.0
111	111	7		-0.011	15.083	0.0
191	111		-0.062		15.862	0.0
181	1 1	9	-0.043	-0.003	16.234	0.0
1 1	101		-0.005		16.239	0.0
191	191		-0.074		17.356	0.0
10 1	101		-0.060		18.101	0.1
1 1	1 1	13	0.005	0.026	18.106	0.1
141	191		-0.037		18.387	0.1
1 1	141		-0.008		18.400	0.2
131	1 1		-0.023	0.002	18.507	0.2
Q 1	1 9'	1000	-0.135		22.339	0.1
131	131	18	0.016	0.030	22.395	0.2
19 1	Щ.	100	-0.070		23.432	0.2
9	91		-0.163		29.195	0.0
1	1 1	21	-0.027		29.347	0.1
i pi	1 P	22	0.079	0.101	30.715	0.1
	9	23		-0.120	30.727	0.1
1	111	24		-0.015	30.729	0.1
9	191		-0.110		33 423	0.1
' B'	1 101	26	0.046	0.068	33 893	0.1
! P.	16	27	0.098	0.043	36.044	0.1
15	idi		0.175	0.103	42.999	0.0
-	10.				47.446	0.0
Thi	i bi	31	0.075	0.107	48.756	0.0
111	idi		-0.005	-0.070	48.761	0.0
111	10	33		-0.076	48.844	0.0
id i	di	100	-0.089		50.686	0.0
d	101		-0.115		53 794	0.0
1 01	101	36	0.077	0.056	55.215	0.0

**TABLA 24:** Prueba de heterocedasticidad de White (sin términos cruzados) del modelo MCO estimado en el EViews 5.0.

White Heteroskedas	ticity Test:		
F-statistic	3.604418	Probability	0.029100
Obs*R-squared	7.053408	Probability	0.029402

**TABLA 25:** Hoja de resultados del modelo MCO modificado estimado en el EViews 5.0.

Dependent Variable: D(TA) Method: Least Squares Date: 09/14/08 Time: 17:54

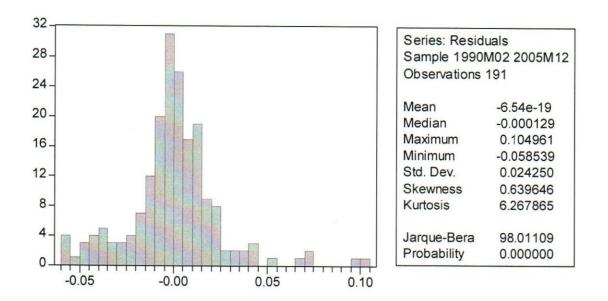
Sample (adjusted): 1990M02 2005M12 Included observations: 191 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	0.000409	0.001820	0.224766	0.8224
D(LN(1+INFLe.))	0.140185	0.113389	1.236323	0.2179
D1994M08	-0.103473	0.024773	-4.176916	0.0000
D1996M06	-0.133602	0.024918	-5.361556	0.0000
D1998M10	-0.124028	0.024654	-5.030812	0.0000
D2002M02	0.134339	0.024667	5.446011	0.0000
R-squared	0.354757	Mean depend	dent var	-0.001088
Adjusted R-squared	0.337318	S.D. dependent var		0.030189
S.E. of regression	0.024576	Akaike info criterion		-4.543199
Sum squared resid	0.111734	Schwarz criterion		-4.441034
Log likelihood	439.8755	F-statistic		20.34277
Durbin-Watson stat	1.657088	Prob(F-statistic)		0.000000

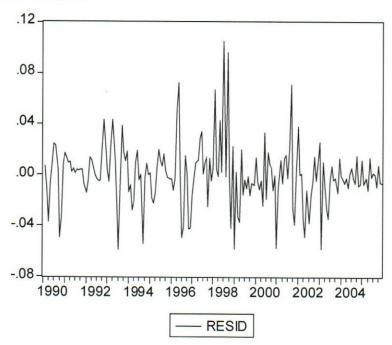
**TABLA 26:** Prueba de heterocedasticidad de White (sin términos cruzados) del modelo MCO modificado estimado en el EViews 5.0.

White Heteroskedas	ticity Test:		
F-statistic	0.537836	Probability	0.779003
Obs*R-squared	3.292044	Probability	0.771400

**TABLA 27:** Histograma y Prueba de Normalidad de los residuos del modelo MCO modificado estimado en el EViews 5.0.



**Gráfico 5:** Gráfica de los residuos series temporales del modelo MCO modificado estimado en el EViews 5.0.



**TABLA 28:** Prueba Aumentada de Dickey-Fuller para los residuos del modelo MCO modificado estimado en el EViews 5.0.

Null Hypothesis: RESID has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14) Prob.\* t-Statistic Augmented Dickey-Fuller test statistic -11.53592 0.0000 Test critical values: 1% level -3.464827 5% level -2.876595 10% level -2.574874 \*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

**TABLA 29:** Pruebas de predicción del modelo MCO modificado estimado en el EViews 5.0.

Forecast: TAF Actual: TA Forecast sample: 1990M01 2005M12 Adjusted sample: 1990M02 2005M12 Included observations: 191		Forecast: TAF Actual: D(TA) Forecast sample: 1990M01 2005M12 Adjusted sample: 1990M02 2005M12 Included observations: 191	
Root Mean Squared Error	0.156934	Root Mean Squared Error	0.024187
Mean Absolute Error	0.119005	Mean Absolute Error	0.016341
Mean Absolute Percentage Error	41.80059	Mean Absolute Percentage Error	138.0697
Theil Inequality Coefficient	0.298170	Theil Inequality Coefficient	0.502872
Bias Proportion	0.530061	Bias Proportion	0.000000
Variance Proportion	0.031730	Variance Proportion	0.253435
Covariance Proportion	0.438210	Covariance Proportion	0.746565

### ANEXO 9:

## Justificación Histórico-Económica para la inclusión de variables dummy.

**TABLA 30 :** Revisión Histórica-Económica para los años 1994, 1996, 1998 y 2002. Tabla de elaboración propia.

Año	Síntesis Histórico-Económica
1994	A finales de 1993 el cuadro macroeconómico de Venezuela mostraba evidentes signos de deterioro. La situación se tornó más crítica a comienzos de 1994 por la caída de los precios del petróleo y la inestabilidad del sistema financiero, principalmente la crisis del Banco Latino. Esta situación, aunada a el establecimiento de un control cambiario el 9 de julio de 1994, se hizo sentir a lo largo de todo el año de 1994, durante el cual se exacerbaron las tensiones inflacionarias, y por ende las expectativas inflacionarias  (Guerra y Sáez, 1997).
1996	La firma de un acuerdo stand-by con el FMI en el año 1996 tuvo una serie de efectos para la economía venezolana: la implementación de políticas crediticias restrictivas, la liberalización de las tasas de interés, un aumento significativo de los precios de la gasolina y la eliminación de controles de cambio y precios.  (Ríos, 2008)
1998	Durante el segundo semestre de 1998 la economía venezolana se vio fuertemente afectada por el persistente deterioro de los precios petroleros en el mercado internacional los cuales alcanzaron mínimos históricos, así como por la situación en los mercados financieros internacionales los cuales se habían visto muy afectados a raíz de la moratoria de la deuda declarada por Rusia con la consecuente elevación de la prima de riesgo y retiro de capitales de los mercados emergentes. Todos estos factores produjeron una fuerte tendencia devaluacionista. Para controlarla el gobierno se vio obligado a tomar una serie de medidas entre las cuales se encontraba la elevación de las tasas de interés.  (BCV, Informe Semestral – Segundo Semestre de 1998)
2002	En el mes de marzo de 2002, el IPC reflejó el fuerte impacto ocasionado por los ajustes derivados de la adopción del esquema cambiario de libre flotación que fue implantado desde mediados del mes de febrero de 2002. Asimismo durante este mes la tasa de los depósitos a plazo a 90 días registró un ascenso importante pasando de 19,72% para situarse en un promedio de 44,36%.  (BCV, Boletín Mensual 698, 2002)

BIBLIOGRAFÍA

## BIBLIOGRAFÍA

Arguedas, Claudia (Septiembre, 2003); La tasa de interés en moneda nacional y la inflación; una revisión de la Hipótesis de Fisher para Bolivia. Banco Central de Bolivia. Clasificación JEL: E310, E430.

Ávila Dos Ramos, Rafael; Morales Romero, Daniel R; Revisión del efecto Fisher en Venezuela: una aproximación mediante el análisis de cointegración. Trabajo de Grado, "Master en Finanzas"; Instituto de Estudios Superiores de Administración (IESA); Caracas, Venezuela. 2004.

Bajo, Oscar; Esteve, Vicente (1998); ¿Existe un Efecto Fisher en el Largo Plazo? Evidencia para la economía española, 1962-1996. Revista Española de Economía 15, N° 2, Pp. 149-166.

Balza Guanipa, Ronald (----); *Efectos psicológicos de un cambio de signo monetaria y sus consecuencias económicas*. Caracas, Venezuela. Pp.7. (http://www.redeconomia.org.ve/documentos/rbalza/cambsigno.pdf)

Banco Central de Venezuela (BCV); *Boletín Mensual 698*. Caracas, Venezuela, marzo de 2002. (http://www.bcv.org.ve)

Banco Central de Venezuela (BCV); *Informe Semestral – Segundo Semestre*. Caracas, Venezuela, diciembre 1998. (http://www.bcv.org.ve)

Banco Central del Venezuela (BCV). El Indice de Precios al Consumidor. Año Base 1997. Caracas, Venezuela. Pp. 6. (http://www.bcv.org.ve/pdf/infoipc.pdf)

Bannock, Graham; Baxter, R.E.; Rees, Ray; *Diccionario de Economía*. Editorial Trillas; impreso en México, D.F. en 1988. Pp. 365.

Barcia, José (2005); *Econometría Guía #5: Remediando Autocorrelación y Heterocedasticidad.* Material de enseñanza no publicado. Cátedra de Econometría, Escuela de Economía, Universidad Católica Andrés Bello. Caracas, Venezuela. Pp. 39.

Barcia, José (28 de febrero, 2006); Series de Tiempo: Pruebas de Estacionariedad y Cointegración en EViews 4.1./5.0. Material de enseñanza no publicado. Cátedra de Econometría, Escuela de Economía, Universidad Católica Andrés Bello. Caracas, Venezuela. Pp. 60.

Barsky, Robert B. (Mayo, 1986); *The Fisher Hypothesis and the forecastability and persistance of inflation.* National Bureau of Economic Research. Working Paper Series N° 1927.

Bernanke, Ben S. (10 de julio, 2007); Discurso en el *Monetary Economics Workshop of the National Bureau of Economic Research Summer Institute*. Cambridge-Massachusetts.

Blanchard, Olivier; Pérez Enrri, Daniel; *MACROECONOMÍA: Teoría y Política Económica con aplicaciones América Latina*. Prentice Hall; impreso en Buenos Aires, Argentina en 2001. Pp. 752.

Carneiro, Francisco G.; Divino, Jose Ângelo C.A.; Rocha, Carlos H. (2002); *Revisiting the Fisher Hipótesis for the cases of Argentina, Brazil and México*. Clasificación JEL: O42, E31.

Christopoulos, Dimitris K.; León-Ledesma, Miguel A. (1 de marzo, 2007); *A long-run nonlinear approach to the Fisher Effect*. Journal of Money, Credit and Banking, Ohio State University Press. Clasificación JEL: E43, C32.

(http://www.economics.sbs.ohio-state.edu/jmcb/jmcb/05409/05409.pdf)

Cooray, Arusha (Septiembre, 2002); *The Fisher Effect: A Review of the Literature*. Research Paper N° 6/2002. Department of Economics, Macquarie University. Clasificación JEL: E40, E51.

De Arce, Rafael; *Notas de clase econometria I. UDI econometria e informática*. Notas de clase no publicadas; período 2007-2008. Departamento de Economía Aplicada, Universidad Autónoma de Madrid. Pp. 8.

(http://www.uam.es/departamentos/economicas/econapli/pdf/contr\_significacion\_conj.pdf)

Economía y Negocios; Diccionario Espasa; Arthur Anderson, 3ª edición. Impreso en Madrid, España en noviembre de 1998.

Enders, Walter; *Applied Econometric Time Series*. Wiley Series in Probability and Statistics. 2da ed., Editorial Wiley. Impreso en Estados Unidos en 2004. Pp. 460.

Esteve, Vicente; Tamarit, Celio R. (1996); Déficit públicos, expectativas inflacionarias y tipos de interés nominales en la economía española. Revista Moneda y Crédito N° 203. Pp. 2-13

Eviews 5.0. (2003); User's guide. Irvine: Quantitative Micro Software.

Fabozzi, Frank J.; Ferri, Michael G.; Modigliani, Franco; *Mercados e Instituciones Financieras*, 1era Edición, Pearson Educación. Impreso en México en 1996. Pp 614.

Fama, Eugene F.; *Foundations of Finance*. Basic Books, Inc., Publisher. Impreso en Estados Unidos en 1976. Pp. 395.

Fisher, Irving; *The Theory of Interest*. The Macmillan Company, 1era Edición. Impreso en Nueva York, Estados Unidos en 1930. Copia digital tomada de *The Library of Economics and Liberty*. (http://www.econlib.org/library/YPDBooks/Fisher/fshToI.html)

Guerra José; Sáez, Francisco (Mayo, 1997); *Experiencia Cambiaria Reciente en Venezuela*. Banco Central de Venezuela, Vicepresidencia de Estudios, Oficina de Consultoría Económica. (http://200.74.197.132/documentos/fsaez/cambio3.pdf)

Handa, Jagdish; *Monetary Economics*. Editorial Routledge. Impreso en Londres, Reino Unido en 2000. Pp. 784.

International Monetary Fund (Agosto, 2007). *International Financial Statistics: World & Country Notes*.

Jorgensen, Jan J.; Terra, Paulo R. S. (15 de enero, 2003); *The Fisher Hipótesis in a VAR Framework: Evidence from Advance and Emerging Markets.* Clasificación JEL: E44, E31, F30. Estudio en progreso.

Liquitaya Briceño, José D.; Lizarazu Alanes, Hedí (2003); *Tasas de interés e inflación: Un análisis de la Hipótesis de Fisher*. Denarius: revista de economía y administración, revista N° 2, Pp. 127-152.

Loría Díaz de Guzmán, Eduardo G.; *ECONOMETRÍA con aplicaciones*. Pearson Educación; impreso en México, D.F. en 2007. Pp. 352.

Mahadena, Lavan; Robinson, Paul (Julio, 2004); *Unit Root Testing to Help Model Building*. Handbooks in Central Banking N° 22; The Centre for Banking Studies, Banco de Inglaterra. Impreso en Londres, Inglaterra. Pp. 53.

(http://www.bankofengland.co.uk/education/ccbs/handbooks/pdf/ccbshb22.pdf)

Mata Brito, Héctor Luis (Abril, 2004); *Nociones Elementales de Cointegración. Procedimiento de Engle & Granger*. Material de enseñanza no publicado. Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Universidad de Los Andes. Mérida, Venezuela. Pp. 65. (http://webdelprofesor.ula.ve/economia/hmata/Notas/Engle%20Granger.pdf)

Mata Brito, Héctor Luis (Mayo, 2004); *Nociones Elementales de Cointegración. Enfoque de Soren Johansen.* Material de enseñanza no publicado. Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Universidad de Los Andes. Mérida, Venezuela Pp. 69. (http://webdelprofesor.ula.ve/economia/hmata/Notas/Johansen.pdf)

Mitchell-Innes, Henry Alexander (Mayo, 2006); *The Relationship Between Interest Rates in South Africa: Revisiting Fisher's Hypothesis*. Trabajo de Grado, "Masters of Commerce in Financial Markets"; Universidad de Rhodes; Grahamstown, Sur África. (http://eprints.ru.ac.za/920/01/Mitchell-Innes-TR07-163.pdf)

Morley, Bruce (31 de marzo, 2008); *Multivariate Cointegration. The Johansen Maximum Likelihood Procedure.* Material de enseñanza no publicado. Cátedra de Econometría Financiera II, Escuela de Economía, Universidad de Bath; Bath, Reino Unido. Pp. 28. (http://people.bath.ac.uk/bm232/EC50162/FE4.ppt)

Nienstaedt, Mariana; Zerpa, Denirce (2005); *El marco institucional del Banco Central de Venezuela*. Caracas, Venezuela. Versión Digital, Pp. 139. (http://www.eumed.net/libros/)

Nuñez Zúñiga, Rafael; *Introducción a la econometría: enfoques tradicional y contemporáneos.* Editorial Trillas. México 2007. Pp. 340.

Parking, Michael; Esquivel, Gerardo; *Macroeconomía: versión para Latinoamérica*; Pearson Education, 5ta edición. México 2001. Pp. 600

Pérez López, César; *Problemas Resueltos de Econometría*; Serie <Paso a Paso>. Editorial Thomson. Impreso en España en 2006. Pp. 360.

Ríos, Germán; *Reformas en Venezuela: 1989-1993 / 1996-1997* (19 de junio, 2008). Material de enseñanza no publicado. Cátedra de Venezuela, Universidad Metropolitana. Caracas, Venezuela.

(http://www.unimet.edu.ve/catedra\_venezuela/presentacion/presentacion\_rios.pps)

Toro Hardy, José; FUNDAMENTOS DE TEORÍA ECONÓMICA, Un Análisis de la Política Económica de Venezolana; Editorial Panapo. Caracas, Venezuela, 1993. Pp. 751.

Torres, Hedí Reyes (1996); *Actuación del Banco Central de Venezuela durante la crisis financiera de 1994*. Cuaderno BCV, Serie Técnica N° 2. Caracas, Venezuela. Pp. 30. (http://bcv.org.ve)

Wachtel, Paul (1977); NBER Book: *Analisis of Inflation: 1965-1974*; Joel Popkin, ed.; Capítulo 9, Pp. 361-402.