

APLICABILIDAD DE LAS TEORIAS “PARIDAD DEL PODER  
ADQUISITIVO Y EFECTO FISHER INTERNACIONAL” EN  
COLOMBIA

C.P. BEATRIZ HELENA HERNANDEZ VARON  
ING. OFER RODRIGUEZ BARRERO

CONVENIO INSTITUTO TECNOLOGICO DE ESTUDIOS  
SUPERIORES DE MONTERREY, UNIVERSIDAD AUTONOMA DE  
BUCARAMANGA Y CORPORACION UNIVERSITARIA DE IBAGUE  
MAESTRIA EN ADMINISTRACION  
IBAGUE  
2004

APLICABILIDAD DE LAS TEORIAS “PARIDAD DEL PODER  
ADQUISITIVO Y EFECTO FISHER INTERNACIONAL” EN  
COLOMBIA

C.P. BEATRIZ HELENA HERNANDEZ VARON  
ING. OFER RODRIGUEZ BARRERO

Trabajo de investigación para optar por el título de  
Maestría en Administración  
con énfasis en Finanzas Internacionales

Director  
Alvaro Alberto Ramírez Hernández  
Magíster Administración, énfasis Negocios Internacionales

CONVENIO INSTITUTO TECNOLOGICO DE ESTUDIOS  
SUPERIORES DE MONTERREY, UNIVERSIDAD AUTONOMA DE  
BUCARAMANGA Y CORPORACION UNIVERSITARIA DE IBAGUE  
MAESTRIA EN ADMINISTRACION  
IBAGUE  
2004

## CONTENIDO

RESUMEN.....	4
INTRODUCCIÓN.....	5
<b>1. MARCO TEÓRICO .....</b>	<b>6</b>
1.1 ANTECEDENTES .....	6
1.2 OBJETO DE ESTUDIO .....	12
1.3 RELEVANCIA E IMPORTANCIA.....	13
1.4 ENFOQUES METODOLOGICOS .....	13
1.5 TEORIAS OBJETO DE ESTUDIO .....	17
1.6 METODO PARA EL ESTUDIO DE SERIES DE TIEMPO .....	26
<b>2. METODO DE INVESTIGACION .....</b>	<b>32</b>
2.1 ENFOQUE METODOLOGICO .....	32
2.2 RECOPIACION DE DATOS .....	33
2.3 COMPROBACION GRAFICA DE LAS TEORIAS PPA Y EFI .....	35
2.4 PRUEBA ESTADISTICA .....	36
2.5 PRESENTACION DE RESULTADOS .....	37
<b>3. RESULTADOS DE LA INVESTIGACION .....</b>	<b>38</b>
3.1 RESULTADOS GRAFICOS PARA COMPROBAR PPA Y EFI .....	38
3.2 RESULTADOS ESTADISTICOS.....	57
<b>4. CONCLUSIONES.....</b>	<b>65</b>
<b>5. RECOMENDACIONES Y TRABAJOS FUTUROS.....</b>	<b>68</b>
<b>6. BIBLIOGRAFIA.....</b>	<b>69</b>
ANEXO 1 .....	71
ANEXO 2 .....	103

## RESUMEN

Hernández, Beatriz y Rodríguez, Ofer. “Aplicabilidad de las teorías Paridad del Poder Adquisitivo y Efecto Fisher Internacional en Colombia”

La investigación busca establecer la aplicabilidad en Colombia de las teorías Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) para el período 1975-2003, y Efecto Fisher Internacional (EFI) para el período 1980-2003, con información mensual del diferencial de las tasas de inflación, diferencial de las tasas de interés y variación porcentual de la tasa de cambio del peso frente al dólar. Para la teoría PPA, los resultados muestran que el diferencial de las tasas de inflación y variación porcentual de la tasa de cambio son estacionarias en primera diferencia, guardan una relación de cointegración o relación de largo plazo, y los cambios de las variables no se presentan en relación uno a uno, por lo tanto, se rechaza la aplicabilidad de la teoría PPA para Colombia. Los resultados obtenidos para la teoría EFI, muestran que el diferencial de las tasas de interés y variación porcentual de la tasa de cambio son estacionarias en primera diferencia, guardan una relación de cointegración, y los cambios de las variables se presentan en relación uno a uno, por lo tanto, se confirma la aplicabilidad de la teoría EFI para Colombia.

Palabras claves: Paridad del Poder Adquisitivo; Efecto Fisher Internacional; métodos de recolección, estimación y organización de datos macroeconómicos; modelos con tabla de datos; mercados financieros, ahorro e inversión de capital; nivel de precios e inflación.

Jel: C82, C23, O16, E31

## INTRODUCCIÓN

El principal problema, desde el punto de vista de las finanzas internacionales, es el hecho de que los flujos de efectivo deben atravesar las fronteras nacionales; estos flujos pueden estar restringidos y su valor puede incrementarse o disminuirse con las fluctuaciones en las tasas de cambio, tasa de interés y tasa de inflación.

Las fluctuaciones en el tipo de cambio son una constante preocupación para el financiero, por lo cual, es necesario prever y compensar las oscilaciones de las divisas.

A través de las teorías se explican los movimientos del tipo de cambio, proporcionando una base para posibles predicciones y explicando la razón por la que se producen diferencias entre la oferta y la demanda de una moneda determinada, alterando su precio.

En la investigación se desarrollarán las teorías Efecto Fisher Internacional y Paridad del Poder Adquisitivo, que buscan explicar las fluctuaciones en el tipo de cambio, con base en las alteraciones que sufren las tasas de interés y la inflación.

Establecer la aplicabilidad de las teorías Efecto Fisher Internacional (EFI) y Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) en Colombia, proporcionaría la base para estimar el precio del peso colombiano frente al dólar, para la toma de decisiones de inversión, la financiación en moneda extranjera y demás operaciones que requieren “certeza” de la tasa de cambio para realizar negocios con éxito.

El período que comprenderá la información capturada para la determinación de la aplicabilidad de las teorías incluye desde 1975 hasta el 2003, por períodos mensuales. Así mismo, las tasas de interés, tasas de cambio e inflación, y demás información que se compile en la investigación tiene como campo de aplicación a Colombia, exclusivamente.

El trabajo de investigación se presenta en capítulos, así: el primero denominado marco teórico, describe los antecedentes para contextualizar la investigación, los enfoques metodológicos desarrollados por otros investigadores, la literatura consultada que definen las teorías PPA y EFI, y los métodos para el estudio de series de tiempo en macroeconomía. El segundo capítulo, se refiere al método de investigación, y los pasos dados para la obtención de los resultados; éstos, se presentan en el tercer capítulo junto con su interpretación. En el cuarto capítulo, se concluye, dando respuesta a los objetivos de la investigación y en el quinto, se plantean recomendaciones para futuros estudios y cómo debe usarse este trabajo de investigación.

## 1. MARCO TEÓRICO

### 1.1 ANTECEDENTES

**1.1.1 Evolución de la tasa de cambio del peso frente al dólar.** Durante las últimas décadas, a medida que se ha consolidado el proceso de globalización económica, los sistemas cambiarios internacionales tienden a favorecer una mayor flexibilidad en las tasas de cambio de los países, de tal forma que sus movimientos estén determinados fundamentalmente por condiciones de mercado. Además, se ha buscado desarrollar diversos tipos de políticas para enfrentar situaciones agudas de inestabilidad cambiaria.

Las decisiones de los agentes de invertir en activos domésticos o externos, dependen en forma importante de la mayor o menor incertidumbre cambiaria. A su vez, la mayor integración de los mercados financieros ha conducido a que las decisiones de política cambiaria consideren no sólo las condiciones de orden interno, sino también sus efectos sobre los flujos internacionales de capital.

De acuerdo con el análisis realizado por Velandia<sup>1</sup>, el año 1991 marcó cambios importantes para la orientación y el manejo de la política económica en el país. Se decidió acelerar el programa de apertura económica, se efectuaron reformas en busca de un funcionamiento más libre y desregulado de los distintos mercados, y en el marco de la Constitución Política, se adoptó un régimen de banca central más autónomo e independiente, otorgándole al Banco de la República de Colombia y por ende, a su Junta Directiva el carácter de autoridad monetaria, cambiaria y crediticia.

En este contexto, se expidió un nuevo régimen cambiario más libre y flexible en comparación con el vigente hasta entonces, que le suprimió al Banco Emisor el monopolio que tenía en las operaciones del mercado cambiario, autorizando a los particulares para poseer y transar divisas, y estableció las condiciones para una mayor libertad en los flujos de capitales externos.

El sistema de manejo gradual de la tasa de cambio que había imperado en el país por un cuarto de siglo – basado en lo que se conoce como la “crawling peg”, en la permanente y casi exclusiva intervención del Banco de la República en el mercado cambiario y en el control de cambios – fue reemplazado por un sistema dirigido a otorgar mayor flexibilidad en los movimientos de la tasa de cambio, con base en la participación de los agentes privados como intermediarios cambiarios y en la alta libertad a las distintas operaciones cambiarias que podían realizar.

---

<sup>1</sup> VELANDIA Flórez, Luis Alejandro. Tasa de Cambio en Colombia: Bajo el régimen de banda cambiaria. En: Gestión Fiscal . Bogotá D.C. No. 8; (Agosto 2000); p. 35-48.

En una primera etapa de transición, para hacer frente a las presiones provenientes de la elevada acumulación de reservas internacionales originadas en la entrada al país de crecientes flujos de capital y del elevado superávit en la Balanza Comercial, se decidió que era necesario brindar mayor flexibilidad al manejo cambiario, y se introdujo el Certificado de Cambio con descuento.

En junio de 1991, se suprimió el carácter de redimible a la vista, posponiendo su fecha de maduración durante tres meses. Entonces, los agentes que estaban reintegrando divisas al país recibían un certificado de cambio redimible en tres meses a la llamada “Tasa de Redención del Certificado de Cambio” (TRCC) vigente en dicho momento. Como el instrumento era negociable, tenía un precio que dependía de las tasas de interés y la devaluación esperada por los agentes económicos, convirtiéndose este precio, en la tasa de cambio del mercado.

Con el fin de garantizar la estabilidad de los agregados monetarios y evitar nuevas presiones sobre el nivel de precios, se realizó una esterilización monetaria basada en Operaciones de Mercado Abierto (OMAs), con un efecto alcista en las tasas de interés domésticas y el consecuente desbordamiento de la oferta monetaria, ante la mayor movilidad internacional de capitales. Esta situación condujo a que en el segundo semestre de 1991 se extendiera el plazo de redención de los Certificados de Cambio – CC, de noventa días a un año, lo equivalente a una revaluación.

Así, los agentes privados entregaban moneda extranjera al Banco de la República y recibían un papel a un año (CC) con el cual podían: 1) esperar hasta su maduración y recibir la tasa de cambio futura de redención; 2) venderlo al Banco Central por el 87,5% de la tasa de redención corriente; o 3) ir al mercado y recibir la tasa de cambio del momento.

Este proceso dio origen a la Tasa Representativa del Mercado (TRM) la cual indica el promedio de la tasa usada para las transacciones en divisas. Esta tasa empezó a moverse dentro de una franja limitada en su rango superior por la tasa oficial del Certificado de Cambio a su maduración, y en su rango inferior por la tasa máxima de descuento del mismo.

Al comienzo, el grado de esterilización monetaria fue alto, pero decayó a medida que los Certificados de Cambio empezaban a madurar. Además, los Certificados de Cambio se constituyeron en una deuda en dólares por parte del Banco de la República, dificultando las reubicaciones de la banda y reduciendo el grado de flexibilidad cambiaria frente a cualquier alza de las tasas de interés.

En 1993 la política monetaria y cambiaria contribuyó en forma decisiva a reducir la inflación y a sostener el crecimiento económico. El lento ritmo de devaluación de la tasa de cambio de mercado en el contexto de una mayor apertura comercial, ocasionó menores presiones inflacionarias, al hacer menor el costo de los bienes importados frente al resto de artículos.

A finales de 1993 la tasa de cambio se localizaba en el piso de la banda implícita de los Certificados de Cambio y las posibilidades de acción eran extremadamente reducidas. Por este motivo, el 24 de enero de 1994 se decidió eliminar el sistema del Certificado de Cambio a descuento y se implementó un Sistema de “Bandas movibles o deslizantes”.

Los parámetros fundamentales del régimen cambiario basado en un sistema de bandas son:

- a) La moneda o canasta de monedas sobre las cuales se determina la referencia depende de la diversificación del comercio del país. En el caso colombiano la moneda de referencia es el dólar de Estados Unidos.
- b) El nivel inicial de la tasa es el centro de la banda, por lo cual, para fijarlo es necesario estimar el grado, hasta el cual la tasa vigente con anterioridad, difiere en mayor o menor grado de los topes de equilibrio de mediano plazo. A fines de 1993, se fijaron tomando en cuenta lo observado en el período 1986-1989.
- c) El ancho de la banda, la cual está influida por el grado de incertidumbre con respecto a los choques que tienden a afectar la tasa de cambio real y por el grado de control que desee tener sobre la cantidad de dinero. Mientras más ancha sea la banda, puede existir mayor control sobre la cantidad de dinero en circulación.
- d) La tasa de crecimiento de la banda o la pendiente, está determinada por la inflación interna esperada, la inflación internacional y las variaciones en la productividad nacional en relación con el resto del mundo. Colombia, ha tenido como determinante principal el diferencial entre la inflación interna y la de los principales socios comerciales.

Para la defensa de la banda, se presentan dos instrumentos. El primero, es la intervención del Banco Central en el mercado cambiario, compromiso que es obligatorio cuando la tasa de cambio nominal toca alguno de los valores extremos de la banda, vendiendo reservas internacionales en el límite superior y comprando en el extremo inferior. El segundo instrumento de intervención lo constituye la política monetaria, mediante la restricción o expansión en la liquidez que otorga el Banco de la República y mediante el aumento o disminución en sus tasas de interés de intervención.

Sin embargo, al interior de la banda, el mercado es quien determina el nivel de la tasa, y el Banco de la República interviene (de forma marginal) con el objetivo de suavizar la volatilidad de la tasa en el corto plazo, sin pretender alterar la tendencia dada por el mercado.

Entre 1994 y 1999, los parámetros anuales de fijación de la banda cambiaria considerados por el Banco de la República presentaron diversas modificaciones, relacionados con los siguientes tres factores básicos:

- a) En cuanto a la pendiente, el diferencial entre la meta de inflación nacional y las proyecciones de inflación internacional, para evitar que se generen desajustes en la tasa de cambio real por cuenta de estos diferenciales; sin embargo, cuando no se ha cumplido con la meta de inflación, la Junta Directiva del Banco no ha recuperado los atrasos cambiarios reales resultantes de la discrepancia entre la inflación observada y la meta de inflación.
- b) En cuanto a la amplitud de la banda, se buscó una relativa flexibilidad para que la tasa de cambio nominal se moviera dentro de la banda dependiendo de las fuerzas del mercado, y tener al mismo tiempo, mayor control sobre la política monetaria.
- c) En cuanto al nivel, los desplazamientos de la banda han intentado reconocer los efectos de los “fundamentales” sobre la tasa de cambio de equilibrio y que determinan que ésta sea más alta o más baja.

El resultado final de estas decisiones dependen del grado de credibilidad que los agentes económicos tengan en el cumplimiento de los objetivos y las metas establecidas por el Banco de la República; especialmente, si los agentes consideran que los parámetros de fijación de la banda cambiaria son consistentes con las condiciones económicas existentes (fiscales, balanza de pagos, monetarias), o por el contrario, prevén que las autoridades no logran defender los parámetros, conllevando a presiones que obliguen a las autoridades monetarias a modificar continuamente sus decisiones.

Debido a las continuas presiones sobre el techo de la banda y las intervenciones por parte del Banco de la República, el 25 de septiembre de 1999 la Junta Directiva abandonó el sistema de banda cambiaria y lo sustituyó por el de libre flotación, teniendo en cuenta que las condiciones existentes garantizaban una transición más tranquila al nuevo régimen, destacando el acuerdo con el Fondo Monetario Internacional que reflejaba un mayor compromiso sobre el ajuste fiscal, un mayor acceso a crédito de la banca multilateral y el respaldo de un crédito de balanza de pagos ofrecido por el FMI.

De esta forma, se evidenció una estabilidad en la tasa de cambio, la cual permaneció en un nivel cercano al que tenía cuando se abandonó el sistema de banda cambiaria, sin embargo, desde septiembre de 2001, se han presentado condiciones externas e internas que han provocado fuertes alteraciones en la tasa de cambio.

**1.1.2 Manejo de la tasa de inflación en Colombia<sup>2</sup>.** En los primeros años de la década del ochenta, la inflación había adquirido un carácter inercial, una vez absorbida una variedad de presiones que se presentaron durante la década del setenta, como resultado del primer shock mundial del petróleo 1973-1974, que elevó los precios de todos los insumos importados y de los productos agrícolas de exportación, y de la bonanza cafetera, que implicó una combinación de shocks de demanda y de oferta y una intensa pugna distributiva en la segunda mitad de la década. Al iniciarse la década de los ochenta, la economía había logrado asimilar estos impactos manteniendo las tasas estables de inflación del orden de 25% al 30% anual, alrededor de las cuales tendían a ajustarse los precios básicos y el conjunto de los demás precios.

Del año 1983 hasta 1990, la tasa de inflación presentó variaciones como consecuencia principal de la fluctuación de los precios de los productos no procesados.

La Constitución de 1991, y su posterior desarrollo en 1992, en esencia creó un banco central independiente, con el mandato específico de velar por mantener la capacidad adquisitiva de la moneda, en armonía con la política económica general.

El Banco de la República debe preocuparse por controlar la inflación, utilizando para ello los instrumentos bajo su control, como son la política monetaria y crediticia (tasas de interés, venta de pasivos no monetarios y encajes) y la política cambiaria.

El objetivo intermedio de la política monetaria en Colombia ha sido usualmente la regulación del crecimiento de los medios de pago. Ello no rebate el hecho de que durante cortos periodos de tiempo la política monetaria persiga otros objetivos. Situaciones coyunturales, como la presentada durante 1992, las autoridades ejercieron un control administrativo sobre las tasas de interés. La ley 31 de 1992 fijó límites temporales muy precisos al uso de esta atribución por parte de la Junta Directiva del Banco de la República.

Para lograr su objetivo, la política monetaria cuenta con varios instrumentos, que pueden clasificarse entre aquellos que afectan el multiplicador (relación entre las reservas bancarias y los depósitos en cuentas corrientes, a través de los encajes) y aquellos que inciden sobre la base (control y devaluación sobre las reservas internacionales, efecto de la devaluación sobre las operaciones de exportación e importación, créditos a Tesorería de la Nación y sector financiero y emisión de pasivos no monetarios).

En Colombia el régimen de inflación objetivo se ha venido definiendo gradualmente con metas establecidas desde 1991, que se combinaron con un

---

<sup>2</sup> LORA, Eduardo, OCAMPO, José Antonio, STEINER, Roberto. Introducción a la Macroeconomía Colombiana. Tercera Edición. TM Editores, Fedesarrollo. Bogotá. 1994.

objetivo intermedio del agregado monetario  $M_1$  (Efectivo más cuentas corrientes) y un régimen de banda deslizante.

En 1995 el  $M_1$  comenzó a comportarse erráticamente y las estimaciones econométricas arrojaron que la base monetaria (encaje de los bancos y efectivo) se comportaba de mejor manera para predecir el nivel de precios, de tal modo que en 1996 se estableció la base como meta intermedia. Sin embargo el régimen semifijo de tasa de cambio interrumpía el esquema, pues el agregado monetario quedaba sobredeterminado exógenamente en momentos en que el banco adquiría o vendía divisas, de tal modo que se perdía la meta de inflación de la perspectiva.

Al mismo tiempo, se procuraba establecer las condiciones en el mercado interbancario para que el banco pudiera intervenir en él y que sus tasas de referencia se convirtieran en un instrumento más importante de la política monetaria. Se logró profundizar el mercado interbancario acotando su altísima volatilidad inicial por medio de bandas cada vez más estrechas, hasta que se obtuvo que la tasa de interés interbancaria fuera un precio que expresaba las condiciones de oferta y demanda en este mercado mayorista de dinero, en el que el Banco de la República y la Tesorería de la Nación participan ampliamente con operaciones de compra y reventa de títulos públicos.

Por otra parte, la canasta actual del IPC, los artículos se agrupan en las categorías de alimentos, vivienda, vestuario, educación, salud, transporte y otros. Aunque esta clasificación resulta útil para algunos fines, es poco conveniente para analizar el origen de las alzas de precios de los diferentes artículos, dado que en cada uno de esos grupos se incluyen bienes y servicios provenientes de sectores que operan en condiciones económicas muy diferentes.

**1.1.3 Manejo de la tasa de interés en Colombia<sup>3</sup>.** La tasa de interés debe ser compatible con otros equilibrios macroeconómicos, en particular el externo: si es muy baja frente a estos, puede conducir a un exceso de actividad y a profundizar el desequilibrio externo al país por la vía del aumento de importaciones y salida de capital, o si es muy alta puede atraer capital externo y propiciar una revaluación de la moneda.

La política de tasa de interés debe tener en cuenta no solo la inflación de precios, sino también la de activos, pues esta última puede estar reflejando un desequilibrio macroeconómico adicional: un exceso de inversión insostenible en el mediano plazo.

Por lo general las tasas de interés de corto plazo sobre las que influye el Banco de la República no pueden determinar las condiciones de inversión, pero el balance fiscal del gobierno y sus perspectivas sí tienen un impacto mucho más directo

---

<sup>3</sup> LORA, Eduardo, OCAMPO, José Antonio, STEINER, Roberto. Introducción a la Macroeconomía Colombiana. Tercera Edición. TM Editores, Fedesarrollo. Bogotá. 1994.

sobre las tasas de interés de largo plazo, pues los agentes esperan que los desajustes fiscales tiendan a incrementar la inflación y las tasas reales de interés, dada la mayor demanda del sector público sobre el mercado de deuda.

Así mismo, desequilibrios fiscales crecientes ponen a dudar a los agentes económicos sobre la capacidad del gobierno de conseguir el financiamiento externo requerido y auguran devaluaciones mayores que nuevamente impactan la tasa de interés en pesos. Aunque el país se dolarizara, el gobierno tiene una deuda en dólares que se califica de acuerdo con su cumplimiento. Si bien se eliminaría el riesgo moneda, no queda descartado el riesgo país o de incumplimiento.

## **1.2 OBJETO DE ESTUDIO**

Cada día son más diversos y sofisticados los caminos por los cuales la economía colombiana recibe impactos del exterior. Para los inversionistas, sin embargo, lo más difícil es saber mediante cuáles canales se va a manifestar la conexión, y cuándo, dónde y con qué fuerza van a ocurrir los efectos más sustanciales.

La ruta por la cual se transmite el impacto de los cambios en la tasa de interés es cada vez más incierta. Cuando la Reserva Federal de los Estados Unidos decide bajar las tasas de interés para estimular el crecimiento económico en su país, los efectos llegan instantáneamente a Colombia. Si el Fed\* reduce la tasa de interés interbancaria de corto plazo, se reducen también las tasas sobre los bonos del Tesoro y las tasas del resto de los bonos que se transan en el mercado de Estados Unidos. De ahí que en Colombia se sienta el impacto, porque las tasas de los bonos de deuda externa de estos países se fijan tomando como referencia los bonos del Tesoro estadounidense.

Otro camino de impacto desde el exterior, son los movimientos de la tasa de cambio que también revisten gran importancia. La debilidad de la economía de Estados Unidos y su incapacidad para dar señales claras de recuperación han llevado a la desvalorización de su moneda frente al euro y al yen.

Colombia se ve afectada por estos movimientos, porque el peso tiene como referencia principal al dólar, y nuestras exportaciones dependen en un 50% del mercado de Estados Unidos. Es decir, que los movimientos de las monedas extranjeras, que están fuera del “control” de Colombia, afectan la competitividad de nuestro país. La depreciación del dólar frente al euro y al yen hace que los productos colombianos resulten más baratos en Europa y Japón. Lamentablemente, nuestras exportaciones hacia esos países no responden muy rápido a cambios de precios. Al mismo tiempo, nuestra deuda en euros y yenes se hace más costosa, y los rendimientos en pesos de las inversiones en esas monedas aumentan.

---

\* Reserva Federal de los Estados Unidos

Un gran factor que afecta toda la estructura de la macroeconomía colombiana es el déficit fiscal. Colombia ha logrado financiarse en el mercado externo y en el doméstico, pero si no toma medidas para reducir los egresos proyectados para la próxima década, los ingresos no van a alcanzar para cumplir los pagos de deuda. El gobierno solo ha monetizado una parte de la deuda, pero la existencia de esas divisas afecta las expectativas y presiona el precio del dólar hacia abajo.

Adicionalmente, existen otros factores que afectan el manejo de las divisas, tales como la multiplicación de dólares a través de las casas de cambio, y las transferencias de dólares registrados en la balanza cambiaria; es muy difícil establecer con precisión el origen de los recursos, que incluyen desde giros de colombianos en el exterior a sus familias, hasta retorno de capitales.

### **1.3 RELEVANCIA E IMPORTANCIA**

Las teorías Efecto Fisher Internacional y Paridad del Poder Adquisitivo, buscan explicar la relación entre las tasas de interés y las tasas de inflación de dos países para la determinación de la tasa de cambio. Para el caso de estudio, se pretende que las teorías mencionadas tengan aplicabilidad en Colombia, es decir, que a través de su desarrollo se realicen proyecciones de la tasa de cambio del peso respecto al dólar.

Las condiciones de paridad juegan un papel importante en el entendimiento del mercado financiero internacional y en la toma de decisiones para análisis estratégicos de mercado, como por ejemplo, tomar la decisión de un préstamo en una u otra moneda, definir la ubicación geográfica de una planta en determinado país, medir la volatilidad de la moneda y para la toma de decisiones financieras en general. Son un punto de referencia para determinar la confianza que los inversionistas pueden tener sobre los parámetros macroeconómicos que las autoridades monetarias establecen para la adecuada apreciación o depreciación de la moneda.

Las condiciones de paridad son significativas porque cuando ellas se mantienen, dan a entender “puntos de indiferencia” entre dos alternativas financieras para seleccionar. Cuando las condiciones de paridad son inválidas, reflejan que las fuerzas del mercado favorecen más a una alternativa que a otra. La evidencia empírica de la condición de paridad internacional, es una indicación para decisiones de mercado cuando se mantienen o no las condiciones.

### **1.4 ENFOQUES METODOLOGICOS**

En este contexto, surge la inquietud de aplicar las teorías de Efecto Fisher Internacional (EFI) y Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) en Colombia,

utilizándolas para realizar proyecciones que permitan estimar la tasa de cambio del peso colombiano respecto al dólar, para un período determinado.

Estas teorías involucran variables macroeconómicas como la inflación, tasa de interés y tasa de cambio, las cuales son objeto de estudio constante por los analistas económicos y financieros. A continuación se presenta un breve resumen de algunos trabajos que buscan la explicación de dichas variables macroeconómicas:

1) Estudio realizado por Alexandra Espinosa, Carlos Felipe Jaramillo y Edgar Caicedo<sup>4</sup>, en el cual se identificaron y analizaron varios aspectos del ajuste y comportamiento microeconómico de los precios en Colombia, tomando como base la información diaria de precios de un conjunto de 209 productos, que abarcó un 30% de la canasta del IPC del DANE y un 67% de la del IPC sin servicios, para un período de 10 años.

Se analizó el comportamiento del ajuste de precios en Colombia a partir de estadísticos como la duración promedio del precio, el tamaño de los reajustes y, la inflexibilidad de los mismos a la baja, entre otros.

Para establecer cuánto tiempo permanece un precio estable, los autores del estudio construyeron un indicador de persistencia o duración de los precios, calculado como el número de días promedio en los cuales no se presenta ajuste en los precios de un bien específico.

Los resultados muestran que la mayoría de artículos no cambian con mucha frecuencia. En promedio, un cambio de precio para un artículo típico, se produce cada 130 días. Sin embargo, la duración del precio varía sustancialmente entre grupos de productos. Por ejemplo, la duración del precio es menor para aquellos productos con menor grado de elaboración. Los alimentos primarios exhiben la menor duración promedio con 30,3 días, probablemente como consecuencia de la inestabilidad de su oferta y de su condición de perecederos. Por su parte, en los medicamentos y en el grupo de otros productos (cigarrillos, revistas, periódicos, entre otros) se concentró la duración promedio más alta, con 201,6 y 209,3 días, respectivamente.

Otro indicador que se construyó fue la erosión del precio real. Los precios promedios de las canastas, en conjunto, perdieron 6,8% de su cotización real antes de un ajuste. Al realizar el análisis por grupos, se observa que, al igual que con los resultados de duración promedio, a menor grado de elaboración del producto menor es su erosión del precio real. Los alimentos primarios se erosionaron, en promedio 1,8% antes de un reajuste en el precio nominal; las

---

<sup>4</sup> ESPINOSA, Alexandra; JARAMILLO, Carlos F. y CAICEDO, Edgar. Caracterización del ajuste microeconómico de precios en Colombia, 1989-1999. En: Revista del Banco de la República. Bogotá D.C. No 890; (diciembre 2001).

carnes y lácteos perdieron 7,7% de su precio real; los alimentos procesados 8,4% y los medicamentos 10,4%.

El estudio identificó el grado de flexibilidad a la baja de los precios; para ello se contabilizó el número de variaciones negativas observadas. Los resultados revelan un bajo grado de flexibilidad hacia el descenso de los precios, porque del total de reajustes, los cambios negativos corresponden al 23,7%. Los productos menos elaborados son más flexibles al descenso, como los alimentos primarios, cuyos cambios negativos fueron un 40,4% de los cambios diferentes de cero.

Se calculó un indicador que promedió los cambios positivos de cada producto, lo cual se aproxima a la amplitud o tamaño del reajuste de precios. En promedio para toda la canasta, la amplitud del ajuste es de 12,5%. Las bebidas alcohólicas registran el menor tamaño de ajuste (7,1%), los medicamentos experimentan la mayor amplitud (16,3%), seguidos de los alimentos primarios (13,7%).

Los resultados del estudio muestran que para un bien típico en la economía colombiana no se presentan cambios de precios con alta frecuencia, es decir, que la permanencia de un precio es relativamente alta; además, el grado de flexibilidad a la baja es moderado, y las magnitudes de reajuste de precios, significativas pero no muy grandes.

Esta rigidez de los precios en Colombia está asociada con el tipo de mercado y con los costos que enfrentan los fabricantes y comerciantes a la hora de reajustar los precios. En el caso de los alimentos no procesados se encuentra que la permanencia del precio es la menor, el precio suele caer con facilidad y el tamaño de los ajustes es grande. Todas estas características son el resultado de la inestabilidad de la oferta agrícola. Por su parte, en los bienes procesados, la duración del precio es más extensa, el tamaño del reajuste alto y la flexibilidad del precio a la baja es leve. En estos mercados de productos industriales suele asignársele significativa importancia a los gastos relacionados con los cambios de precios nominales; las firmas enfrentan costos como nuevos catálogos de ventas, ajuste de las cajas de pagos, cambio de etiquetas y, eventualmente, reducción de la clientela por alteración de los precios. Estos costos de menú hacen que los precios sean rígidos, porque resulta preferible sostenerlos cuando los choques de oferta y demanda no son lo suficientemente grandes.

Un resultado interesante como posible explicación a la acelerada reducción de la inflación en los últimos meses en Colombia, hace referencia a la pérdida en precio real requerida para realizar ajustes en precios. Siendo esta de 6,8% en promedio para los bienes analizados, ello sugeriría que con inflaciones o expectativas de inflación por debajo de esta cifra, y cercanos a los que se observan actualmente en el país, los ajustes en precios podrían aplazarse para muchos bienes. Debe advertirse, que este y los demás resultados se obtuvieron para un período de 1989 a 1999, con una inflación más alta que la actual, por lo que no necesariamente todas las magnitudes estimadas se observan en la actualidad.

2) Juan Carlos Portocarrero<sup>5</sup>, realizó un trabajo para establecer un nexo entre las tasas de interés y las últimas cinco elecciones presidenciales realizadas en Colombia, con base en el modelo ampliado de Irving Fisher, encaminado a encontrar una explicación estructural al comportamiento de dichas tasas.

En el estudio se concluye que el crecimiento continuo y moderado de la tasa de interés representada por los Depósitos a Término Fijo Efectivo Anual (DTFEA), durante los cuatro trimestres de los años 1986, 1990, 1994 y 1998 demuestran que estadísticamente algún patrón incide en este comportamiento, el cual se puede atribuir a las elecciones presidenciales; no obstante, econométricamente los resultados demuestran lo contrario.

Dado que no existe una teoría formal que relacione las tasas de interés nominal con los períodos de elecciones presidenciales, el modelo ampliado de Fisher planteado en este trabajo constituye un intento aproximado para relacionar estos dos aspectos.

Tanto en algunas ecuaciones lineales y doble logarítmicas del modelo ampliado de Fisher, se observa que las elecciones presidenciales pueden incidir en los cambios continuos de la tasa de interés en Colombia, no obstante que los problemas de autocorrelación presentados sesgan esta afirmación, por lo cual, no es factible determinar a ciencia cierta que la política electoral se puede considerar como un elemento que conforma la estructura de las tasas de interés.

Además concluye Portocarrero: Se hace necesario que cuando se intente relacionar las tasas de interés con la política electoral, se tenga en cuenta que los tipos de interés están determinados por diversidad de tasas y no solamente de las DTFEA como unilateralmente se escogieron el estudio.

3) El trabajo de Cárdenas y Sáenz<sup>6</sup>, realiza un análisis sobre el Efecto Fisher para el caso de Colombia durante el periodo 1980-2000, con información trimestral de la tasa de interés nominal y la tasa de inflación. Las conclusiones extraídas de la investigación muestran que la tasa de interés nominal y la tasa de inflación poseen una raíz unitaria, conservan una relación de cointegración o relación de largo plazo, y los cambios en la inflación sobre la tasa de interés nominal se presentan de forma uno a uno. Esto quiere decir que para el periodo 1980-2000 los incrementos en la inflación en el largo plazo (20 años) se transmiten en forma completa sobre la tasa de interés nominal.

---

<sup>5</sup> PORTOCARRERO, Juan Carlos. Tasas de Interés, Inflación y Elecciones en Colombia periodo 1982-1998. [online]. Cali. [febrero 2003]. Disponible en: <[http://www.usb.edu.co/revistas\\_pdf/gestion1\\_economia.pdf](http://www.usb.edu.co/revistas_pdf/gestion1_economia.pdf)>.

<sup>6</sup> CARDENAS, Héctor y SÁENZ CASTRO, Jorge Enrique. ¿Cuál es la evidencia empírica del Efecto Fisher en la Economía Colombiana, 1980-2000?. En: Cuadernos de Economía Universidad Nacional de Colombia. Bogotá D.C. No 35; (agosto 2001); p.266-285.

## 1.5 TEORIAS OBJETO DE ESTUDIO

La tasa de cambio especifica el número de unidades de una moneda o una divisa determinada para ser comprada una unidad de otra divisa. Para el proyecto de investigación se trabajará con el precio del peso colombiano frente al dólar.

En su libro Ingeniería Financiera, De Castro y Mascareñas<sup>7</sup>, plantean: las diferencias entre la oferta y la demanda que constituyen la principal razón de los movimientos de los tipos de cambio, se producen debido a la existencia de un número de agentes económicos que necesitan comprar y vender una determinada moneda, para:

- El comercio internacional de bienes. Por la adquisición de bienes en otros países.
- La inversión. Las personas pueden desear variar la cantidad de recursos financieros que colocan en el exterior, tanto en inversiones productivas como en inversiones financieras.
- Especulación. Basada en la adquisición de divisas o venta de las mismas con el deseo de obtener una ganancia en el cambio de una moneda por otra. La ganancia se logrará si los tipos de cambio se mueven en la dirección esperada por el especulador.
- El arbitraje. Consiste en adquirir la moneda en un mercado por un precio inferior e instantáneamente, venderla en otro distinto por un precio superior, obteniendo una ganancia segura. Esto permite que todos los mercados tengan cotizaciones similares de las divisas.

Las teorías que tratan de explicar estas variaciones en los tipos de cambio se basan en dos factores que condicionan los comportamientos inversores o comerciales internacionales:

- Precio de los productos

Este primer factor se relaciona con los precios de los productos de un país medido a través de la variable inflación, definida como el incremento sostenido en el nivel general de precios en una economía. La medida de la inflación, que se denomina tasa de inflación, se calcula con base en el índice de inflación que incluye una cantidad constante de bienes y servicios. En Colombia, existen dos índices para medir la inflación, estos son el IPC (Índice de Precios al Consumidor) calculado por el DANE y el IPP (Índice de Precios al Productor) calculado por el Banco de la República. En la investigación se trabajará con el IPC.

---

<sup>7</sup> DE CASTRO, Luis Diez y MASCAREÑAS PEREZ, Juan. Ingeniería Financiera. La gestión de los mercados internacionales. Mc Graw Hill. 1994; p.45-47

- Interés del dinero

El costo del dinero es medido a través de varios tipos de tasas de interés, las cuales son afectadas por el mercado y corresponden a diversas variables y factores de tipo institucional. Las tasas de interés de acuerdo al efecto que produce son de tres tipos:

- Tasa de interés nominal: Es la tasa que negocian dos entes para una transacción en un periodo de tiempo determinado.
- Tasa de interés efectiva: Es la tasa de interés que se liquida exactamente sobre la transacción.
- Tasa de interés real. Es la diferencia entre la tasa de interés nominal y la inflación del año.

A lo largo de este estudio, cuando se refiera a tasa de interés se entenderá como tasa de interés real.

Las teorías que relacionan el tipo de cambio con la tasa de inflación y con el tipo de interés, suponen que los mercados financieros internacionales son eficientes, estas son:

- Teoría de la Paridad del Poder Adquisitivo. Relaciona directamente el tipo de cambio con el tipo de inflación, es decir, que cuando la inflación disminuye el tipo de cambio desciende (la moneda se aprecia), y cuando la inflación se incrementa el tipo de cambio sube (la moneda se deprecia).
- Teoría de la Paridad de los Tipos de Interés. Relaciona directamente el tipo de interés con el tipo de cambio a plazo.
- Teoría del Efecto Fisher. Relaciona el tipo de inflación con el tipo de interés. La relación es de tipo positivo, es decir, a un aumento del índice de inflación le seguirá un aumento del tipo de interés nominal, y viceversa.
- Teoría de las Expectativas. Utiliza al tipo de cambio a plazo como estimador del tipo de cambio al contado, relacionándolos en forma directa.
- Teoría del Efecto Fisher Internacional. Existe relación directa entre el tipo de cambio y el interés. A largo plazo, a un aumento del tipo de interés de una moneda le sigue la depreciación de la misma, es decir, un aumento del tipo de cambio.

En la presente investigación se pretende estimar el tipo cambio a través de las teorías Efecto Fisher Internacional (EFI) y Paridad del Poder Adquisitivo (PPA).

**1.5.1 Paridad del Poder Adquisitivo (PPA).** Esta teoría se basa en que similares productos situados en diferentes países deben tener igual valor, lo que supone que cualquier comprador le será indiferente comprar en un país o en otro.

Como los precios de cada país se establecen en su propia moneda, la igualdad de valor se produce en función del tipo de cambio. Supone esta teoría que los precios en los distintos países deben ser básicamente iguales, ya que si no fuese así se producirían excesos de demanda sobre los bienes mas baratos que llevarían, finalmente, a que los precios se elevaran y alcanzasen un nivel similar. Por lo tanto, según la teoría PPA, el tipo de cambio entre dos monedas se encontrara en “equilibrio” cuando se iguale el precio de idénticas canastas de bienes y servicios en ambos países.

El problema surge ante los diferentes criterios que se toman en consideración en la formación de las canastas en cada país para establecer el nivel general de precios, las cuales se elaboran conforme a lo hábitos consumidores del país; pero, ante la imposibilidad de un índice mas exacto, y reconociendo el vicio de partida, se utiliza el nivel general de precios de cada país prescindiendo de las diferencias de calculo de cada uno.

*Formulación de la Paridad del Poder Adquisitivo Absoluta*<sup>8</sup>. La paridad del Poder Adquisitivo Absoluta considera el nivel general de precios. El nivel de precios (Inf) es el costo en moneda nacional de una canasta representativa de productos.

Según la Paridad del Poder Adquisitivo Absoluta, el tipo de cambio entre dos monedas debe ser igual al cociente entre los niveles de precios en dos países.

$$TC_{\$/U\$} = Inf_1 / Inf_2$$

La Paridad del Poder Adquisitivo Absoluta establece que los niveles de precios en todos los países deben ser iguales cuando se expresan en términos de la misma moneda. Por ejemplo, el nivel de precios en Colombia, debe ser igual al nivel de precios en Estados Unidos multiplicado por el tipo de cambio:

$$Inf_{COL} = Inf_{USA} * TC_{\$/U\$}$$

Es decir, en términos de pesos, los precios en Colombia y Estados Unidos deben ser idénticos. Lo mismo es cierto si comparamos los precios en los dos países en términos de dólares.

---

<sup>8</sup> KOZIKOWSKI, Zbigniew. Finanzas Internacionales. Mc Graw Hill. México. 2000. p. 258-260.

*Formulación de la Paridad del Poder Adquisitivo Relativa*<sup>9</sup>. Es una versión alternativa que explica la posibilidad de imperfecciones en el mercado como por ejemplo los costos de transporte y los aranceles. Esta versión reconoce que debido a estas imperfecciones del mercado, los precios de productos similares de países diferentes no son necesariamente los mismos cuando se miden con una divisa en particular. Sin embargo, afirma que el tipo de cambio en los precios de los productos debe ser en cierta forma similar cuando se calculan con una divisa específica, siempre y cuando no cambien los costos de transporte y las barreras al comercio.

Para demostrar la forma relativa de la PPA, se supone que inicialmente dos países tienen una inflación de cero y que el tipo de cambio actual entre las divisas de los países se encuentra en equilibrio. Según transcurre el tiempo ambos países experimentan inflación; para que se mantenga la PPA, debe ajustarse el tipo de cambio para compensar el diferencial en las tasas de inflación de los dos países. Si ocurre esto a los consumidores en cualquier país, los precios de los bienes deben parecerles similares. Es decir, los consumidores deben notar poca diferencia en su poder adquisitivo en los dos países.

Para expresar la PPA en su forma relativa, se presenta la siguiente definición:

$TC_{\$/U\$}$  es la variación porcentual en el tipo de cambio al contado a lo largo de un año.

$Inf_{COL}$  y  $Inf_{USA}$  son las variaciones porcentuales en los niveles de precios en Colombia y Estados Unidos a lo largo de un año, es decir,  $Inf_{COL}$  y  $Inf_{USA}$  son las tasas anuales de inflación.

Si la condición PPA se mantiene en su forma absoluta en algún momento en el tiempo, es:

$$Inf_{COL} = TC_{\$/U\$} * Inf_{USA}$$

Entonces, al final de un año, para que PPA continúe manteniéndose, es necesario que:

$$Inf_{COL}(1+ Inf_{COL}) = TC_{\$/U\$} (1+ TC_{\$/U\$}) * Inf_{USA}(1+ Inf_{USA})$$

Obteniendo la razón de esta ecuación con respecto a la precedente obtenemos lo siguiente:

$$(1+ Inf_{COL}) = (1+ TC_{\$/U\$}) * (1+ Inf_{USA})$$

Despejando la variable  $TC_{\$/U\$}$  se tiene:

---

<sup>9</sup> LEVI, Maurice. Finanzas Internacionales. Tercera Edición. Colombia: McGraw Hill, 1997. p. 263-266.

$$TC_{\$/U\$} = ( (1 + Inf_{COL}) / (1 + Inf_{USA}) ) - 1$$

De manera alternativa, la ecuación puede escribirse como:

$$TC_{\$/U\$} = ( (Inf_{COL} - Inf_{USA}) / (1 + Inf_{USA}) )$$

Esta ecuación es la condición de la PPA en su forma relativa o dinámica.

La forma relativa de la PPA en la ecuación anterior, no es necesariamente violada por los impuestos sobre ventas o por los costos de embarque, los cuales hacen que los precios sean más altos que los niveles que tiene en la forma estática de la PPA.

Es decir,

$$Inf_{COL} = TC_{\$/U\$} * Inf_{USA} (1 - \tau)$$

Esta ecuación significa que para un tipo de cambio y para un nivel de precios dados en Estados Unidos, los precios de Colombia son sólo  $(1 - \tau)$  respecto del nivel americano. Si la misma condición existe un año más tarde, después de que la inflación haya ocurrido y que el tipo de cambio haya variado, se tiene:

$$Inf_{COL} (1 + Inf_{COL}) = TC_{\$/U\$} (1 + TC_{\$/U\$}) * Inf_{USA} (1 + Inf_{USA}) (1 - \tau)$$

Si se toma la razón de la ecuación anterior con respecto a la que se dio inmediatamente antes, se obtiene:

$$(1 + Inf_{COL}) = (1 + TC_{\$/U\$}) (1 + Inf_{USA})$$

De lo anterior, se desprende que las ecuaciones que se deriven de ésta, no se ven afectadas por  $\tau$ . La forma relativa de la PPA puede mantenerse aún si la forma absoluta de la PPA es (consistentemente) violada.

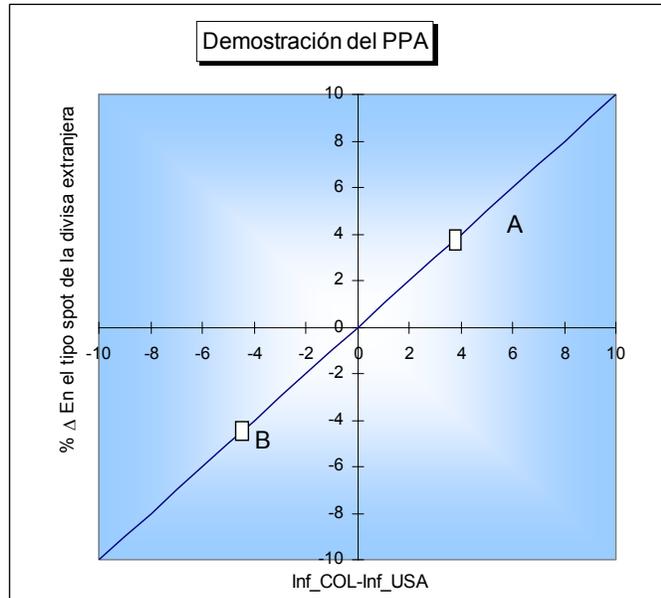
*Análisis gráfico de la PPA*<sup>10</sup>. Utilizando la teoría de la PPA se debe estar en posibilidad de evaluar el efecto potencial de la inflación sobre los tipos de cambio.

La siguiente gráfica es una representación de dicha teoría. Los puntos sobre la figura sugieren que debido al diferencial de la inflación entre el país base y otro país, la divisa extranjera se ajusta debido a ese diferencial de inflación. La línea diagonal que conecta todos esos puntos entre sí se conoce como la línea de la PPA.

---

<sup>10</sup> VARGAS, Teresa; HERNANDEZ, Servando y LASTIRE, Miguel. Paridad del Poder de Compra. ITESM. Maestría en Administración. México, 2001.

Gráfica 1. Demostración de la teoría PPA



Fuente: Paridad del Poder de Compra. Vargas, Hernández y Lastire

El punto A representa un ejemplo en el cual se supuso que las tasas de inflación del país base y las del país extranjero sean de 9% y 5% respectivamente, por lo que  $Inf_{COL} - Inf_{USA} = 4\%$ . Esto condujo al aumento del valor anticipado del dólar de 4% como se muestra en el punto A.

El punto B, representa un ejemplo en las tasas de inflación de Colombia y de Estados Unidos del 1% y 6% respectivamente, por lo que  $Inf_{COL} - Inf_{USA} = -5\%$ . Esto conduce a la devaluación anticipada de la divisa extranjera en 5%. Si el tipo de cambio responde a los diferenciales de la inflación según la teoría de la PPA, existe paridad del poder de compra de dichos países.

**1.5.2 Efecto Fisher Internacional (EFI).** La teoría Efecto Fisher Internacional utiliza tasa de interés en lugar de los diferenciales de la tasa de Inflación para explicar por qué los tipos de cambio se modifican con el tiempo, pero están correlacionados con la teoría PPA porque con frecuencia los primeros están muy correlacionados con los segundos.

El Efecto Fisher Internacional indica que las tasas de interés nominal libres de riesgo tienen una tasa de rendimiento real más la inflación prevista, en cambio la teoría PPA sugiere que los movimientos en el tipo de cambio están ocasionados por los diferenciales en la tasa de inflación; en resumen, si en dos países las tasas de interés reales son iguales, cualquier diferencia en las tasas de interés nominales se puede atribuir a la diferencia de inflación dada.

La teoría EFI menciona que las divisas extranjeras con tasas de interés altas se deprecian porque las altas tasas nominales reflejan la inflación esperada.

Según la teoría de Fisher, la rentabilidad total del inversor internacional debe ser igual a largo plazo entre los diferentes países. También a largo plazo, deberá ocurrir que aquel país que ofrezca un menor tipo de interés nominal debe elevar el valor de su moneda para proporcionar al inversor un beneficio que le compense del menor tipo de interés; por el contrario, aquel país con un mayor tipo de interés nominal verá disminuir el valor de su moneda, con lo que se igualara la rentabilidad total del inversor entre los dos países.

*Formulación del Efecto Fisher Internacional*<sup>11</sup>. La relación entre el diferencial en la tasa de interés de dos países y la modificación esperada en el tipo de cambio de acuerdo al EFI se formula de la siguiente manera: El rendimiento real para los inversionistas que depositan en su propio país en valores del mercado de dinero es la tasa de interés ofrecida sobre esos valores; pero el rendimiento real para los inversionistas extranjeros que colocan sus bienes en un valor del mercado de dinero, depende no sólo de la tasa de interés extranjera ( $Int_{USA}$ ) sino también del cambio en porcentaje en el valor de la divisa extranjera ( $TC_{\$/U\$}$ ) con que se denomina valor.

El rendimiento real o efectivo sobre un depósito en un banco extranjero es:

$$r = (1 + Int_{USA}) (1 + TC_{\$/U\$}) - 1$$

De acuerdo con EFI el rendimiento sobre una inversión extranjera debe ser como promedio en un período de tiempo dado, igual al que se tiene sobre una inversión nacional.

$$E(r) = Int_{COL}$$

$r$  = Rendimiento efectivo sobre el depósito extranjero

$Int_{COL}$  = tasa de interés sobre depósito nacional

$$(1 + Int_{USA}) (1 + TC_{\$/U\$}) - 1 = Int_{COL}$$

$$r = Int_{COL}$$

$$(1 + Int_{USA}) (1 + TC_{\$/U\$}) = (Int_{COL} + 1)$$

$$(1 + TC_{\$/U\$}) = (1 + Int_{COL}) / (1 + Int_{USA}), \quad TC_{\$/U\$} = (1 + Int_{COL}) / (1 + Int_{USA}) - 1$$

Si  $Int_{COL} > Int_{USA}$  entonces  $TC_{\$/U\$} > 0$

---

<sup>11</sup> LEVICH, Richard M. International Financial Markets. Segunda edición. New York: Mc Graw Hill, 2001. p. 155-167. ISBN 0-07-233865-2

La moneda extranjera aumentará de valor cuando la tasa de interés en el extranjero es inferior a la tasa de interés del país base.

Si  $Int_{COL} < Int_{USA}$  entonces  $TC_{\$/U\$} < 0$

La moneda extranjera se devaluará cuando la tasa de interés extranjera exceda a la nacional.

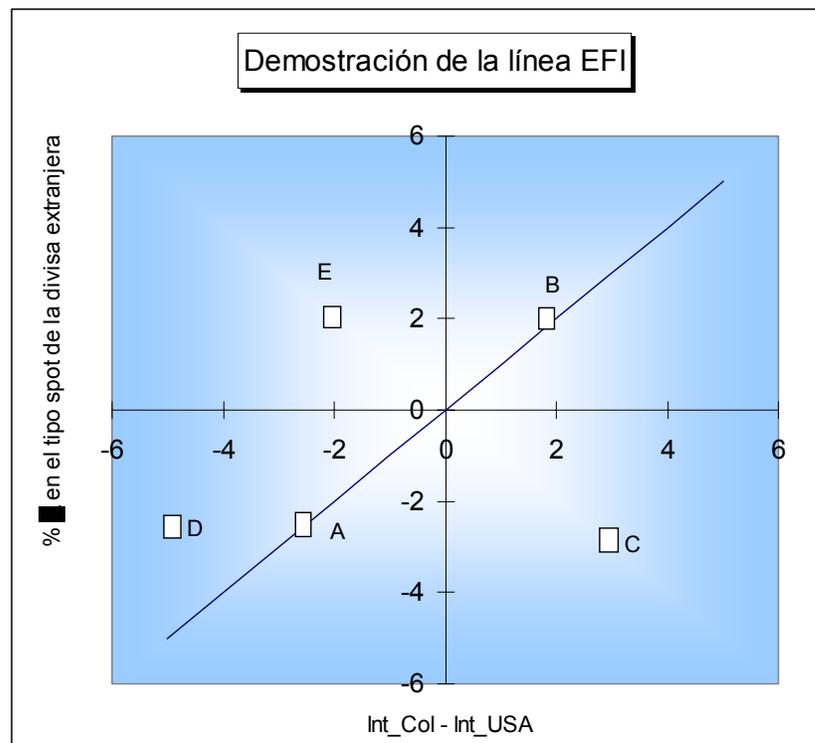
De esta forma el mercado garantiza el equilibrio en el rendimiento del inversionista nacional y el extranjero.

$$TC_{\$/U\$} = Int_{COL} - Int_{USA}$$

$TC_{\$/U\$}$  es el cambio en el porcentaje del tipo de cambio

*Análisis gráfico del Efecto Fisher Internacional*<sup>12</sup>. En la gráfica 2 se indican los puntos que están de acuerdo con el argumento que respalda la teoría EFI.

Gráfica 2. Demostración de la teoría EFI



Fuente: Paridad del Poder de Compra. Vargas, Hernández y Lastire

<sup>12</sup> VARGAS, Teresa; HERNANDEZ, Servando y LASTIRE, Miguel. Paridad del Poder de Compra. ITESM. Maestría en Administración. México, 2001.

Punto A: La tasa de interés en el extranjero excede a la nacional en 3 puntos, pero la divisa en el extranjero se ha devaluado 3% y de esta forma compensa su ventaja en la tasa de interés. Esto significa que los rendimientos de los inversionistas en otro país son similares a los de su propio país.

Punto B: La tasa de interés nacional es 2% mayor que la extranjera; de la misma forma la divisa aumentó 2% para compensar la desventaja en la tasa de interés. Esto significa al igual que en el punto A que los rendimientos de los inversionistas tanto extranjeros como nacionales son similares.

La teoría EFI señala que todos los puntos a lo largo de la línea EFI reflejan el ajuste del tipo de cambio para compensar el diferencial de las tasas de interés. Hay que aclarar que la teoría EFI no señala que este comportamiento sea exacto en cada período sino en un lapso de tiempo, el promedio del comportamiento conduce a que se comporte equilibradamente la variación de las tasas de interés y las divisas.

Punto C: Los puntos por encima de la línea EFI reflejan rendimientos más altos invirtiendo en depósitos en el extranjero. En este caso la tasa de interés en el extranjero es mayor en 3% a la nacional. Además la divisa extranjera aumentó 2%. La combinación de la tasa de interés más alta en el extranjero más el incremento de valor de la divisa extranjera, ocasiona que el rendimiento en el extranjero sea mayor de lo que es posible en el país base.

Si se recopilan y trazan los datos reales y la mayoría de los puntos se encuentran por debajo de la línea EFI, esto sugiere que los inversionistas del país base elevan en forma consistente sus rendimientos sobre las inversiones al establecer depósitos bancarios en el extranjero, por lo tanto, los resultados rechazan la teoría EFI.

Punto D: Indica una tasa de interés en el extranjero que es 3% mayor que la nacional, sin embargo dicho punto sugiere que el tipo de cambio de la divisa extranjera se ha devaluado 5% para compensar la ventaja en la tasa de interés.

Punto E: Representa una situación en la que un inversionista del país base está obstaculizado de dos formas para invertir en el extranjero. Inicialmente la tasa de interés en el extranjero es inferior a la nacional, así como también la divisa extranjera se ha devaluado durante el tiempo en que se ha protegido el depósito en el extranjero.

Los puntos por encima de la línea EFI sugieren que los inversionistas del país base reciban consistentemente rendimientos inferiores de las inversiones extranjeras en contraste con los de su propio país. Estos resultados rechazan la teoría EFI.

## 1.6 METODO PARA EL ESTUDIO DE SERIES DE TIEMPO<sup>13</sup>

El trabajo empírico basado en series de tiempo supone que la serie de tiempo en cuestión es estacionaria, razón por la cual debe preocupar el hecho de que una serie de tiempo no lo sea.

Para iniciar el análisis de una serie de tiempo, se debe graficar la información, para revisar la impresión de estacionariedad de la serie.

**1.6.1 Proceso estocástico estacionario.** Cualquier serie de tiempo puede ser generada por un proceso estocástico o aleatorio; y un conjunto concreto de información, puede ser considerado como una realización del proceso estocástico. De la misma manera como se utiliza información muestral para inferir sobre una población, en las series de tiempo se utiliza la realización para inferir sobre el proceso estocástico.

Un tipo de proceso estocástico que ha recibido gran atención es el llamado proceso estocástico estacionario, el cual se conoce porque su media y su varianza son constantes en el tiempo y si el valor de la covarianza entre dos períodos depende solamente de la distancia o rezago entre estos dos períodos de tiempo y no del tiempo en el cual se ha calculado la covarianza.

Para explicar esta afirmación, sea  $Y_t$  una serie de tiempo estocástica con estas propiedades:

Media:  $E(Y_t) = \mu$

Varianza:  $\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$

Covarianza:  $\gamma_\kappa = E((Y_t - \mu)(Y_{t+\kappa} - \mu))$

Donde  $\gamma_\kappa$ , la covarianza (o autocovarianza) al rezago  $\kappa$ , es la covarianza entre los valores de  $Y_t$  y  $Y_{t+\kappa}$ , es decir, entre dos valores  $Y$  que están separados  $\kappa$  períodos. Si  $\kappa = 0$ , se obtiene  $\gamma_0$ , que es simplemente la varianza de  $Y$ ; si  $\kappa = 1$ , es la covarianza entre dos valores adyacentes de  $Y$ .

Suponiendo un desplazamiento de  $Y$  desde  $Y_t$  hasta  $Y_{t+m}$ , y esperando que  $Y_t$  sea estacionaria, la media, la varianza y la covarianza de  $Y_{t+m}$  deben ser las mismas que las de  $Y_t$ , es decir, que si una serie de tiempo es estacionaria, su media, su

---

<sup>13</sup> GUJARATI, Damodar N. Basic Econometrics. Third Edition. Mc Graw Hill, Estados Unidos. 1995. y IZQUIERDO, Alejandro, MORON, Eduardo. Métodos para el estudio de series de tiempo en Macroeconomía. Curso de gestión macroeconómica. Banco Mundial y Universidad del Pacifico. 2000.

varianza y su autocovarianza (en los diferentes rezagos) permanecen iguales sin importar el momento en el cual se midan.

Si una serie de tiempo no cumple con el planteamiento anterior, se dicen que es una serie de tiempo no estacionaria.

**1.6.2 Prueba de estacionariedad basada en el correlograma.** Una prueba sencilla para revisar la estacionariedad de una serie es la denominada Función de Autocorrelación (ACF). La ACF al rezago  $\kappa$ , denotada por  $p_\kappa$ , se define como

$$p_\kappa = \frac{\gamma_\kappa}{\gamma_0}$$

donde  $\gamma_\kappa$  es la covarianza al rezago  $\kappa$  y  $\gamma_0$  es la varianza.

Si  $\kappa = 0$ ,  $p_0 = 1$ . Puesto que la covarianza y la varianza están medidas en las mismas unidades,  $p_\kappa$  es un número sin unidad de medida. Se encuentra entre -1 y +1, igual que cualquier coeficiente de correlación. Si se grafica  $p_\kappa$  frente a  $\kappa$ , la gráfica obtenida se conoce como correlograma poblacional.

Como en la práctica, se tiene una realización de un proceso estocástico, solamente se puede calcular la función de autocorrelación muestral,  $\hat{P}_\kappa$ . Para tal efecto, se debe calcular la covarianza muestral al rezago  $\kappa$ ,  $\hat{\gamma}_\kappa$ , y la varianza muestral,  $\hat{\gamma}_0$ , que están definidas como

$$\hat{\gamma}_\kappa = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{n}$$

$$\hat{\gamma}_0 = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})^2}{n}$$

donde  $n$  es el tamaño de la muestra y  $\bar{Y}$  es la media muestral.

Por consiguiente, la función de autocorrelación muestral al rezago  $\kappa$  es

$$\hat{p}_\kappa = \frac{\hat{\gamma}_\kappa}{\hat{\gamma}_0}$$

que es simplemente la razón entre la covarianza y la varianza muestrales. A la gráfica de  $\hat{P}_\kappa$  frente a  $\kappa$  se le conoce como correlograma muestral.

**1.6.3 Prueba de raíz unitaria sobre estacionariedad.** Una prueba alternativa sobre estacionariedad es la prueba de raíz unitaria. Para introducir esta prueba se considera el siguiente modelo:

$$Y_t = Y_{t-1} + \mu_t$$

Donde  $\mu_t$  es el término de error estocástico que sigue los supuestos clásicos y tiene media cero, varianza constante  $\sigma^2$  y no está correlacionado. La ecuación anterior es una regresión de primer orden, o AR(1), en la cual se efectúa la regresión del valor de Y en el tiempo t sobre su valor en el tiempo (t-1). Si el coeficiente de  $Y_{t-1}$  es en realidad igual a 1, surge lo que se conoce como el problema de raíz unitaria, es decir, una situación de no estacionariedad. Por consiguiente, si se efectúa la regresión

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t$$

y se encuentra que  $\rho=1$ , entonces se dice que la variable estocástica  $Y_t$  tiene raíz unitaria. En econometría una serie de tiempo que tiene una raíz unitaria se conoce como caminata aleatoria.

La ecuación  $Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t$  con frecuencia se expresa en forma alternativa como

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= (\rho-1)Y_{t-1} + \mu_t \\ &= \sigma Y_{t-1} + \mu_t \end{aligned}$$

donde  $\sigma = (\rho-1)$  y donde  $\Delta$  es el operador de primera diferencia. Las ecuaciones

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t \quad \text{y,} \quad \begin{aligned} \Delta Y_t &= (\rho-1)Y_{t-1} + \mu_t \\ &= \sigma Y_{t-1} + \mu_t \end{aligned}$$

son iguales, por lo cual, la hipótesis nula es que  $\sigma = 0$ , entonces, la ecuación puede escribir como

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = \mu_t$$

Esta ecuación dice que la primera diferencia de una serie de tiempo de caminata aleatoria es una serie de tiempo estacionaria porque, por supuestos,  $\mu_t$  es puramente aleatoria.

Si una serie de tiempo ha sido diferenciada una vez y la serie diferenciada resulta ser estacionaria, se dice que la serie original es integrada de orden 1, y se denota por I(1). En forma similar, si la serie original debe ser diferenciada dos veces (es decir, debe tomarse la primera diferencia de la primera diferencia) para hacerla

estacionaria, se dice que la serie original es integrada de orden 2 o I(2). En general, si una serie de tiempo debe ser diferenciada  $d$  veces, se dice que ésta es integrada de orden  $d$  o I( $d$ ). Así, siempre que se disponga de una serie de tiempo integrada de orden 1 o más, se tiene una serie de tiempo no estacionaria. Por convención, si  $d = 0$ , el proceso resultante I(0) representa una serie de tiempo estacionaria.

Para averiguar si una serie de tiempo  $Y_t$  es no estacionaria, se efectúa la regresión  $Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t$  y se determina si  $\hat{\rho}$  es estadísticamente igual a 1 o, en forma equivalente, se estima  $\Delta Y_t = \sigma Y_{t-1} + \mu_t$  y se determina si  $\sigma = 0$  con base en el estadístico  $t$ .

Bajo la hipótesis nula de que  $\rho=1$ , el estadístico  $t$  calculado convencionalmente se conoce como el estadístico  $\tau$  (tau), cuyos valores críticos han sido tabulados por Dickey y Fuller (DF) con base en simulaciones. Si la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que  $\rho=1$  es rechazada (es decir, la serie de tiempo es estacionaria), se puede utilizar la prueba  $t$  usual (de Student).

En su forma más simple, se estima una regresión como  $Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t$ , se divide el coeficiente  $\rho$  estimado por su error estándar para calcular el estadístico  $\tau$  de Dickey-Fuller (DF) y se consultan las tablas de Dickey Fuller (DF) para ver si la hipótesis nula  $\rho = 1$  es rechazada.

Si el valor absoluto calculado del estadístico  $\tau$  excede los valores absolutos  $\tau$  críticos de DF, entonces no se rechaza la hipótesis de que la serie de tiempo dada es estacionaria. Si por el contrario, éste es menor que el valor crítico, la serie de tiempo es no estacionaria.

Por razones teóricas y prácticas, la prueba DF se aplica a regresiones efectuadas en las siguientes formas:

$$\Delta Y_t = \sigma Y_{t-1} + \mu_t \quad \text{Regresión}$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \sigma Y_{t-1} + \mu_t \quad \text{Regresión con intercepto } (\beta_1)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \sigma Y_{t-1} + \mu_t \quad \text{Regresión con intercepto } (\beta_1) \text{ y tendencia } (\beta_2 t)$$

donde  $t$  es la variable de tiempo o tendencia. En cada caso, la hipótesis nula es que  $\sigma = 0$ , es decir, que hay una raíz unitaria. La diferencia entre la primer ecuación de éste grupo y las otras dos regresiones, se encuentra en la inclusión de la constante (el intercepto) y el término de tendencia.

Si el término de error  $\mu_t$  está autocorrelacionado, se modifica la ecuación

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \sigma Y_{t-1} + \mu_t \text{ de la siguiente manera:}$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \sigma Y_{t-1} + \alpha \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Donde, por ejemplo,  $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$ ,  $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$ , etc.; es decir, se utilizan términos en diferencia rezagados. El número de términos de diferencia rezagados que debe incluirse con frecuencia se determina empíricamente, siendo la idea incluir suficientes términos, de tal manera que el término de error  $\varepsilon_t$  sea serialmente independiente. La hipótesis nula continúa siendo que  $\sigma = 0$  o  $\rho = 1$ , es decir, que existe una raíz unitaria en  $Y$  (es decir,  $Y$  es no estacionaria). Cuando se aplica la prueba DF al modelo precedente, se le denomina prueba Dickey-Fuller aumentada (ADF). El estadístico de prueba ADF posee la misma distribución asintótica que el estadístico DF, de manera que pueden utilizarse los mismos valores críticos.

Para hacer posible la correlación serial en  $\mu_t$ , se puede utilizar el modelo anterior y luego aplicar la prueba ADF.

Como la prueba DF o ADF indica si una serie de tiempo es integrada, se conoce también como prueba de integración.

Las regresiones que consideren series de tiempo conllevan la posibilidad de obtener resultados espurios o dudosos. Una buena regla práctica para sospechar que la regresión estimada sufre de regresión espuria es que  $R^2 > d$ .

Para evitar situaciones de regresión espuria, puede hacerse previamente una prueba de cointegración.

**1.6.4 Cointegración.** La cointegración es la caracterización estadística de la relación sistemática (no espúrea) de equilibrio a largo plazo.

La combinación lineal de dos variables podría ser estacionaria, si se escribe como

$$\mu_t = Y_t - \beta_1 - \beta_2 X_t$$

y se encuentra que  $\mu_t$  es  $I(0)$  o estacionaria, entonces se dice que las variables  $Y$  y  $X$  están cointegradas; es decir, están sobre la misma longitud de onda, si son integradas del mismo orden.

En general, si  $Y$  es  $I(d)$  y  $X$  es también  $I(d)$ , donde  $d$  es el mismo valor, las dos series pueden estar cointegradas. Si la regresión de las dos variables en niveles es significativa (es decir, no es espuria), no se pierde información valiosa de largo plazo, lo cual sucedería si se utilizaran sus primeras diferencias.

La combinación lineal de las series puede arrojar la siguiente relación entre órdenes de integración:

Serie $I(0)$ con serie $I(0) = I(0)$	Regresión consistente
Serie $I(1)$ con serie $I(1) = I(1)$	Regresión espúrea
Serie $I(1)$ con serie $I(0) = I(1)$	Regresión inconsistente
Serie $I(1)$ con serie $I(1) = I(0)$	Cointegración
Serie $I(d)$ con serie $I(c) = I(\max(d,c))$	

## 2. METODO DE INVESTIGACION

### 2.1 ENFOQUE METODOLOGICO

A continuación se plantea la metodología utilizada para comprobar la aplicabilidad de las teorías Paridad del Poder Adquisitivo y Efecto Fisher Internacional en Colombia, para determinar la tasa de cambio del peso frente al dólar americano.

**2.1.1 Comprobación de la teoría de la Paridad del Poder Adquisitivo.** La teoría de la PPA no solo proporciona una explicación de cómo pueden influir las tasas de inflación relativas de dos países sobre el tipo de cambio, sino que también proporciona información que se pudiera usar para pronosticar los tipos de cambio.

Un método sencillo es elegir dos países y comparar sus diferenciales en tasas de inflación con el cambio en porcentaje en el valor de la divisa extranjera durante varios periodos. Se puede trazar una gráfica en donde cada punto representa el diferencial de inflación y la modificación en porcentaje del tipo de cambio para cada período específico y después determinar si estos puntos concuerdan en forma estrecha la línea de la PPA como se observa en el marco teórico. Si los puntos se desvían en forma importante de la línea del PPA, entonces el cambio en porcentaje de la divisa extranjera no está influido por el diferencial de inflación en la forma que lo sugiere la teoría de la PPA.

La otra verificación es la prueba estadística, que consiste en aplicar el análisis de regresión a los tipos de cambio históricos y al diferencial de las tasas de inflación para Colombia y Estados Unidos

$$TC_{\$/U\$} = a_0 + a_1 [ ((1 + Inf_{COL}) / (1 + Inf_{USA})) - 1 ] + \mu$$

Debido a que la regresión anterior es aproximadamente igual que:

$$TC_{\$/U\$} = a_0 + a_1 (Inf_{COL} - Inf_{USA}) + \mu$$

Donde  $a_0$  es una constante,  $a_1$  es el coeficiente de pendiente y  $\mu$  es el término de error. El análisis de regresión determina los coeficientes de regresión. Los valores hipotéticos de  $a_0$  y  $a_1$  son 0 y 1, respectivamente.

La prueba t apropiada para cada coeficiente de regresión requiere una comparación con el valor hipotético y después la división entre el error estándar (s.e) de los coeficientes, en la forma siguiente:

Prueba para  $a_0 = 0$

Prueba para  $a_1 = 1$

$$t = (a_0 - 0) / (\text{s.e de } a_0) \qquad t = (a_1 - 1) / (\text{s.e de } a_1)$$

Entonces se utiliza la tabla t para encontrar el valor t crítico. Si cualquiera de las pruebas t encuentra que los coeficientes difieren en forma importante de la hipótesis, se rechaza la aplicación del PPA.

**2.1.2 Comprobación de la teoría del Efecto Fisher Internacional.** Para comprobar el Efecto Fisher Internacional, es decir, la relación entre las variaciones del tipo de cambio del peso respecto al dólar y la diferencial de la tasa de interés, se realiza el análisis gráfico del EFI, donde se representa la relación antes mencionada y se observa el comportamiento general de los datos respecto a una gráfica recta que pasa por el origen y tiene pendiente de valor uno, como está descrito en el marco teórico. La otra verificación es la prueba estadística EFI, que consiste en aplicar el análisis de la regresión a los tipos de cambio históricos y al diferencial en la tasa de interés nominal:

$$TC_{\$/U\$} = a_0 + a_1 [ ( (1 + \text{Int}_{\text{COL}}) / (1 + \text{Int}_{\text{USA}}) ) - 1 ] + \mu$$

Debido a que la regresión anterior es aproximadamente igual que:

$$TC_{\$/U\$} = a_0 + a_1 (\text{Int}_{\text{COL}} - \text{Int}_{\text{USA}}) + \mu$$

Donde  $a_0$  es una constante,  $a_1$  es el coeficiente de pendiente y  $\mu$  es el término de error. El análisis de regresión determina los coeficientes de regresión. Los valores hipotéticos de  $a_0$  y  $a_1$  son 0 y 1, respectivamente.

La prueba t apropiada para cada coeficiente de regresión requiere una comparación con el valor hipotético y después la división entre el error estándar (s.e) de los coeficientes, en la forma siguiente:

Prueba para  $a_0 = 0$

Prueba para  $a_1 = 1$

$$t = (a_0 - 0) / (\text{s.e de } a_0)$$

$$t = (a_1 - 1) / (\text{s.e de } a_1)$$

Entonces se utiliza la tabla t para encontrar el valor t crítico. Si cualquiera de las pruebas t encuentra que los coeficientes difieren en forma importante de la hipótesis, se rechaza el EFI.

## 2.2 RECOPIACION DE DATOS

Para la obtención de la información para la comprobación de las teorías PPA y EFI, se realizaron los siguientes pasos:

### **2.2.1 Identificación de la información pertinente (variables, indicadores).**

Como se describió en el marco teórico, PPA necesita el conocimiento de dos variables: el diferencial de la tasa de inflación de Colombia ( $Inf_{COL}$ ) respecto a la tasa de inflación de Estados Unidos ( $Inf_{USA}$ ) y la variación porcentual de la tasa de cambio del peso frente al dólar ( $TC_{\$/U\$}$ ), por lo cual, se requieren como datos iniciales las tasas de inflación y la variación relativa de la tasa de cambio de las monedas de cada uno de los países, con periodicidad mensual desde enero de 1975 hasta diciembre de 2003.

Así mismo, la teoría EFI involucra dos variables: el diferencial de las tasas reales de interés y la variación relativa de la tasa de cambio, por lo cual, se requieren como datos iniciales la tasa de interés nominal en Colombia ( $Int_{COL}$ )<sup>14</sup>, la tasa de interés equivalente en Estados Unidos ( $Int_{USA}$ ) y la tasa de cambio del peso frente al dólar ( $TC_{\$/U\$}$ ), durante el periodo seleccionado.

**2.2.2 Selección de la muestra.** Seguido a la identificación de las variables, se delimitó el período de estudio, estableciendo un horizonte de 29 años, entre 1975 y 2003, con periodicidad mensual.

Es así, que los datos iniciales se obtuvieron en las siguientes fuentes:

- La tasa de inflación en Colombia del Departamento Administrativo Nacional de Estadística DANE para el periodo enero de 1975 a diciembre de 2003.
- La tasa de inflación en USA del U.S. Department of Labor: Bureau of Labor Statistics, para el periodo de enero de 1975 a diciembre de 2003.
- La tasa de interés en Colombia del Banco de la Republica para el periodo de mayo de 1980 a diciembre de 2003.
- La tasa de interés en USA del Federal Reserve System para el periodo de mayo de 1980 a diciembre de 2003.
- La tasa de cambio del peso frente al dólar de la Superintendencia Bancaria, cálculos del Banco de la República, Estudios Económicos, para el periodo de enero de 1975 a diciembre de 2003.

Obsérvese que el periodo comprendido por los datos de las tasas de interés para Colombia y Estados Unidos parte de mayo de 1980, la razón, obedece a que en Colombia no existe información confiable que reporte los valores correspondientes a la tasa de interés mensualizada para los años anteriores<sup>15</sup>.

---

<sup>14</sup> Durante la investigación cuando se plantee el término tasa de interés para Colombia y Estados Unidos, se entenderá que se hace referencia a la tasa de interés nominal para CDTs.

<sup>15</sup> En consulta a Estudios Económicos de Banrepública, se estableció esta condición.

**2.2.3 Preparación de los datos.** Conforme a lo planteado en el marco teórico, los datos iniciales obtenidos en el paso anterior se prepararon en hoja de cálculo de la siguiente forma:

Para la teoría PPA,

Se confrontan los índices mensualizados de inflación para Colombia y Estados Unidos, restando la tasa de inflación americana de la tasa de inflación para Colombia, obteniendo como resultado una serie conformada por el diferencial.

A la tasa de cambio se le efectúa variación relativa con respecto a su valor anterior, razón por la cual, para el primer valor se tuvo en cuenta la tasa de cambio a diciembre de 1974.

Para la teoría EFI,

Se confrontan las tasas reales de interés mensualizadas para Colombia y Estados Unidos, y se resta la última de la primera, resultando una serie conformada por el diferencial de las tasas de interés.

Respecto a la tasa de cambio se retoma la variación relativa de la tasa con respecto a su valor anterior. Para esta teoría, la serie parte de mayo de 1980, por la razón expuesta en el numeral anterior.

## **2.3 COMPROBACION GRAFICA DE LAS TEORIAS PPA Y EFI**

Por medio del paquete estadístico Eview<sup>16</sup> se grafican los datos iniciales, es decir, los valores obtenidos directamente de la fuente, y los datos preparados, o sea, las diferenciales de la tasa de inflación, diferenciales de la tasa de interés y variación relativa de la tasa de cambio.

El siguiente paso es la comprobación gráfica de las teorías PPA y EFI, tomando los datos entre el diferencial de las tasas de inflación o el diferencial de las tasas de interés (de acuerdo con el planteamiento para cada teoría) y las variaciones del tipo de cambio del peso respecto al dólar.

A través de la hoja de cálculo por el método lineal, se grafica una línea de tendencia que refleja el comportamiento de los datos reales.

Para comprobar que la regresión

$$TC_{\$/U\$} = a_0 + a_1 [ ( (1 + Inf_{COL}) / (1 + Inf_{USA}) ) - 1 ] + \mu$$

---

<sup>16</sup> Quantitative Micro Software. EViews. [CD-ROM], Student Version 3.1. junio 16 de 2000.

Es aproximadamente igual que:

$$TC_{\$/U\$} = a_0 + a_1 (\text{Inf}_{\text{COL}} - \text{Inf}_{\text{USA}}) + \mu$$

Se utilizó el método de comparación gráfica, localizando los puntos obtenidos con la variable independiente del diferencial de inflación de acuerdo con  $((1+\text{Inf}_{\text{COL}})/(1+\text{Inf}_{\text{USA}}) - 1)$ , y en otra de acuerdo con  $(\text{Inf}_{\text{COL}} - \text{Inf}_{\text{USA}})$ .

De la misma forma, se comprobó que la regresión

$$TC_{\$/U\$} = a_0 + a_1 [ ((1 + \text{Int}_{\text{COL}}) / (1 + \text{Int}_{\text{USA}})) - 1 ] + \mu$$

Es aproximadamente igual que:

$$TC_{\$/U\$} = a_0 + a_1 (\text{Int}_{\text{COL}} - \text{Int}_{\text{USA}}) + \mu$$

## 2.4 PRUEBA ESTADISTICA

Se realiza análisis estadístico haciendo uso del software Eview.

En el paquete estadístico se identificaron las variables así: diferencial de tasas de inflación como INFCOL\_INFUSA; diferencial de tasas de interés INTCOL\_INTUSA y variación relativa de la tasa de cambio del peso respecto al dólar (período 1975-2003 y período 1980-2003) como VARTC.

En la práctica generalmente se utilizan rezagos que van hasta una tercera parte del tamaño muestral, pero con frecuencia la decisión del número de rezagos es subjetiva. En la investigación se determinó realizar las pruebas con 36 rezagos, que subjetivamente son considerables para el tamaño de la muestra.

A cada una de las variables (diferencial de tasas de inflación, diferencial de tasas de interés y variación relativa de la tasa de cambio del peso respecto al dólar) se le aplica la prueba de estacionariedad basada en el correlograma y la prueba de raíz unitaria.

Para determinar el número de rezagos para la aplicación de la prueba de raíz unitaria, previamente se realizaron ensayos, en donde se fijó números de rezagos en forma aleatoria, estableciendo que el Criterio de Schwarz más acertado es el obtenido con 12 rezagos<sup>17</sup>.

Las pruebas de raíz unitaria en nivel para las variables diferencial de tasas de inflación, diferencial de tasas de interés y variación relativa de la tasa de cambio

---

<sup>17</sup> El Criterio de Schwarz más acertado es el número menor, es decir, el número negativo más lejano de cero.

del peso respecto al dólar, reflejaron series no estacionarias, por lo tanto, se hicieron las pruebas en primera diferencia, resultando en este nuevo proceso como series estacionarias.

Mediante la prueba de cointegración se establece la validez de los coeficientes que integran el modelo, posteriormente, se realiza la prueba t para comprobar la hipótesis definida para el modelo, es decir, concluir si las teorías PPA y EFI tienen aplicabilidad en Colombia.

## **2.5 PRESENTACION DE RESULTADOS**

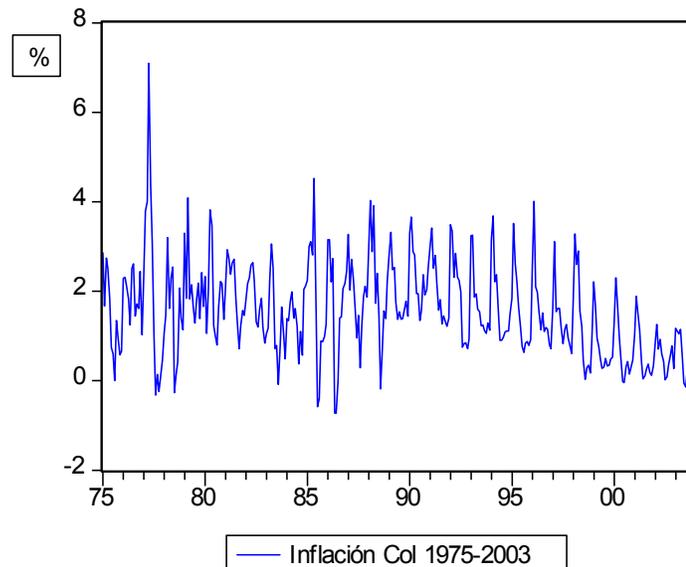
Siendo consistentes con el proceso metodológico, se presenta en primera instancia la interpretación de los resultados gráficos y posteriormente el análisis estadístico. Las tablas que soportan el análisis se reportan en la parte final de la investigación en la sección de anexos.

### 3. RESULTADOS DE LA INVESTIGACION

#### 3.1 RESULTADOS GRAFICOS PARA COMPROBAR PPA Y EFI

**3.1.1 Tasas de inflación.** En la gráfica 3 se presenta el comportamiento de la tasa de inflación en Colombia desde 1975 hasta 2003, con periodicidad mensual.

Gráfica 3. Tasa de inflación en Colombia 1975 - 2003



Fuente: Eview 3.0

Como se observa en la gráfica anterior, desde mediados de la década del setenta las políticas económicas debieron dirigirse a contrarrestar los efectos de la bonanza de origen externo generada por los altos precios del café en los mercados mundiales. Adicionalmente, una gran dinámica de las exportaciones menores y un masivo ingreso de capitales produjeron un alza del costo de vida en 1977. Para reducir la presión de las divisas sobre la circulación monetaria, el gobierno permitió la importación de varios productos de consumo y de capital, lo que ocasionó el descenso en 1978.

Entre 1977 y 1979 los precios del grano cayeron 27%, pero la situación de bonanza se mantuvo gracias a los mayores volúmenes exportados. El resultado fue un nuevo aumento en los ingresos por exportaciones. Al concluir el año de 1979 las reservas internacionales llegaron a USD 4.113 Millones, es decir, 9 veces las que se tenían cuatro años atrás cuando el país manejaba una política cambiaria “crawling peg”, predeterminando el tipo de cambio, lo cual actuaba como incentivo a los exportadores. La bonanza que se presentó en 1986 fue de

características mucho más moderadas y pasajeras, sin embargo, afectó el costo de vida.

Entre mediados de 1986 y fines de 1990 la tendencia general de la inflación fue al alza, aunque con altibajos producidos por nuevos ciclos en la oferta de alimentos. En adición, desde 1987 se siguió una política agrícola dirigida expresamente a elevar los precios reales pagados a los productores, apoyándose para ello en una estrategia de regulación de importaciones y de acumulación de existencias en el IDEMA.

Al iniciar 1991, el gobierno consideró que el principal objetivo de la política de estabilización debía ser la reducción de la inflación, que en diciembre de 1990, había llegado al nivel de 32.4%<sup>18</sup>. El gobierno veía en la expansión monetaria la causa de la aceleración de los precios y en consecuencia orientó todos los instrumentos a contener el crecimiento de la oferta de dinero. Se impuso un encaje marginal del 100% sobre todas las captaciones del sistema financiero, excluidas únicamente las de las corporaciones de ahorro y vivienda. Se esperaba así un control efectivo a la expansión del crédito, sin generar distorsiones entre instrumentos financieros o entre grupos intermediarios.

La nueva Junta Directiva del Banco de la República de acuerdo con el mandato de la Carta Magna al emisor, bajo los lineamientos de la nueva Constitución Política le endilga como principal objetivo mantener el poder adquisitivo de la moneda, en consecuencia planteó para el año 1991, reducir la inflación 10.5 puntos en un solo año, es decir al 22%, meta que se mantuvo hasta 1993 cuando se cumplió.

El Banco de la República logró reducir la inflación al 8.7%<sup>19</sup> en el año 2000. La política ejecutada por el emisor a lo largo de la década, llevó a que los agregados monetarios descendieran paulatinamente, lo que generó cada vez menos inflación. Sin embargo, la inflación bajó bruscamente en 1999 como resultado de la recesión que precipitó la salida de capitales y la restricción del refinanciamiento de las deudas externas vigentes; guarismo consistente con la caída del producto interno bruto en ese año en 4.3%.

La inflación anual de precios al consumidor en el 2001, fue de 7.6%, permitiendo situarla en 0.4 puntos porcentuales por debajo de la meta de inflación establecida por la Junta Directiva del Banco de la República para ese mismo año.

Aunque la inflación del último trimestre de cada año suele ser baja, de acuerdo con el comportamiento estacional del IPC en Colombia, el resultado esperado para el último trimestre de 2001 fue mejor que el esperado, principalmente, por el menor crecimiento de los precios en el grupo de diversión, cultura y esparcimiento y al buen desempeño de los precios de otros rubros como vestuario, otros gastos y transporte.

---

<sup>18</sup> El valor de 32.4% es la variación acumulada enero a diciembre de 1990.

<sup>19</sup> La inflación de 8.7% corresponde a la variación acumulada de enero a diciembre de 2000.

Al finalizar el 2002, la inflación anual al consumidor fue de 6.99%, superior en 0.99 puntos a la meta establecida por la Junta Directiva del Banco de la República. Esta desviación obedeció principalmente, al incremento en los servicios públicos por el desmonte de los subsidios, y al fuerte aumento en el precio de la papa en el último trimestre del año.

Debido a que la economía colombiana estaba funcionando por debajo de su capacidad potencial, la reciente aceleración de la inflación básica sugiere presiones inflacionarias de costos, asociadas a los efectos de la devaluación sobre los precios de los bienes comercializables internacionalmente.

La reforma tributaria aprobada por el Congreso de la República a finales de 2002, que introdujo el cobro del Impuesto al Valor Agregado de 7% a partir del primero de enero de 2003, a ciertos bienes de la canasta familiar, provocó un ajuste en los precios, que afectaron en forma transitoria la inflación.

En el 2003, el IPC fue de 6,49%, superando la meta de inflación fijada en 6%. Los items que más presionaron la inflación estuvieron relacionados con aumentos en los precios controlados y choques transitorios de oferta. En particular, se destacan el reajuste de los servicios públicos y de los combustibles, y el repunte en diciembre de los alimentos, afectados estos últimos por factores climáticos y por el paro de transporte en las primeras semanas de diciembre.

El comportamiento reciente de la inflación, obedece a la tendencia de la capacidad productiva de la economía y la evolución del costo laboral. Es así, que a través de tres indicadores: grado de utilización de la capacidad productiva, incremento de la demanda y brecha del producto (diferencia entre el producto observado y el PIB potencial estimado), se estableció que en Colombia aún no se está usando la totalidad de la capacidad instalada, sin embargo, desde mediados de 2002, se viene cerrando la brecha gradualmente.

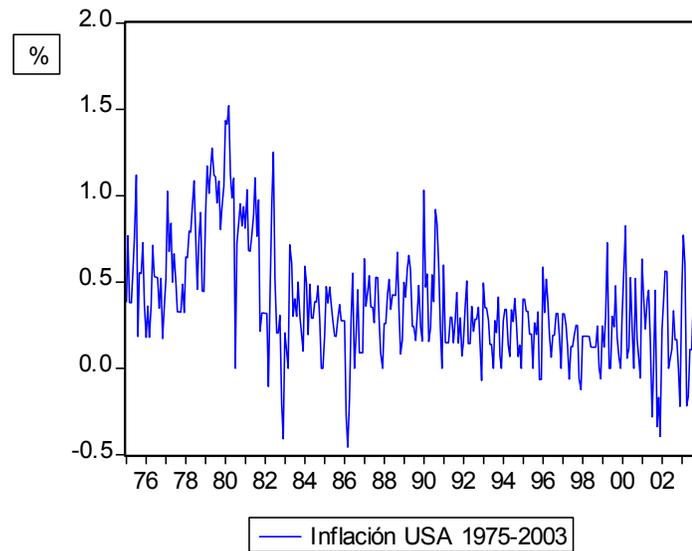
La tasa de cambio generó importantes presiones inflacionarias a lo largo de 2003, desempeñando un papel favorable al cumplimiento de las metas de inflación.

Ahora bien, frente a la evolución de la inflación del principal socio comercial de los agentes económicos del país, Estados Unidos bajo las directrices del sistema de la Reserva Federal constituido por 12 bancos regionales, que gestionan un sistema nacional de pagos que distribuye monedas y billetes y supervisa y regula los bancos de su distrito. El órgano que toma las decisiones en el Sistema de la Reserva Federal es el Federal Open Markets Committee - FOMC (Comité Federal de Mercado Abierto), que controla la oferta de reservas bancarias. El núcleo de la Reserva Federal es la junta de gobernadores, encargada de formular y aplicar la política monetaria.

En la gráfica 4 se presenta el comportamiento de la tasa de inflación en los Estados Unidos durante el periodo objeto de evaluación.

Es de anotar que a finales de los años setenta, la Reserva Federal alteró sus procedimientos con el fin de prestar más atención a las variaciones de la oferta monetaria. Se le acusó de contribuir a la reelección del presidente Nixon en 1972; después se le culpó de reaccionar excesivamente a la recesión de 1974-1975 y de dejar que el desempleo aumentara. Para frenarlo, el Congreso le obligó a fijar explícitamente unos objetivos para las tasas de crecimiento de los principales agregados monetarios<sup>20</sup>.

Gráfica 4. Tasa de inflación en Estados Unidos 1975 - 2003



Fuente: Eview 3.0

Como consecuencia del bajo desempleo y de la segunda crisis de los precios del petróleo, en 1979 la inflación anual aumentó en los Estados Unidos a 13%. Se produjo un cambio de política, cuando el Fed realizó un “experimento monetarista” para frenar la rápida inflación, que consistió en fijar unos objetivos para las reservas y la oferta monetaria, sin prestar atención a los tipos de interés. El resultado inmediato fue una gran reducción del crecimiento de la oferta monetaria y el consiguiente endurecimiento de la política monetaria provocó al subida de los tipos de interés, que finalmente redujo la inflación a un 4% anual en 1982.

En el decenio posterior a 1982 el Fed restó importancia gradualmente al papel de los agregados monetarios, debido a que para entonces las definiciones de éstos eran confusas, por la introducción de nuevos activos como las cuentas corrientes portadoras de intereses en  $M_1$ <sup>21</sup> y  $M_2$ <sup>22</sup>. La ambigüedad sobre el significado de la

<sup>20</sup> Los agregados monetarios son los indicadores cuantitativos de la oferta monetaria, denominados  $M_1$  y  $M_2$ .

<sup>21</sup> Con el símbolo  $M_1$  se representan los medios de pago, con el fin de indicar que se trata de la definición más restrictiva de dinero.

oferta monetaria, suponía que era imprudente basar la política únicamente en las variaciones de ésta.

A mediados de los años noventa, el Fed tendió a examinar una amplia variedad de indicadores, así como predicciones económicas, concluyendo que el Fed tiende cada vez más a considerar que su objetivo último es la estabilidad de los precios.

Para el 2000, el Fed cambió su posición frente a la inflación y el crecimiento, dando énfasis a las tendencias recesivas de la economía que a un posible repunte de la inflación. Es así que para diciembre de ese año, reportó disminuciones en la actividad manufacturera, y en consecuencia en el gasto de inversión.

En el 2001 se registraron nuevos descensos en la inflación, situándose en 2.8% al final del año. Con la inflación controlada, como consecuencia de la menor utilización de la capacidad instalada y la recesión económica, el Fed pudo continuar con su decidida política de disminución de tasas de interés en los últimos meses del año.

Con la mayor demanda y optimismo sobre la recuperación de la economía mundial, los precios de los *commodities* han aumentado. Precios de productos básicos exportados por Colombia como carbón, níquel, oro y café han registrado incrementos de alguna consideración. Así mismo, desde mediados de 2003 se ha observado un repunte importante en los precios de las acciones junto con la disminución de los precios de la deuda de los países emergentes, incluido Colombia.

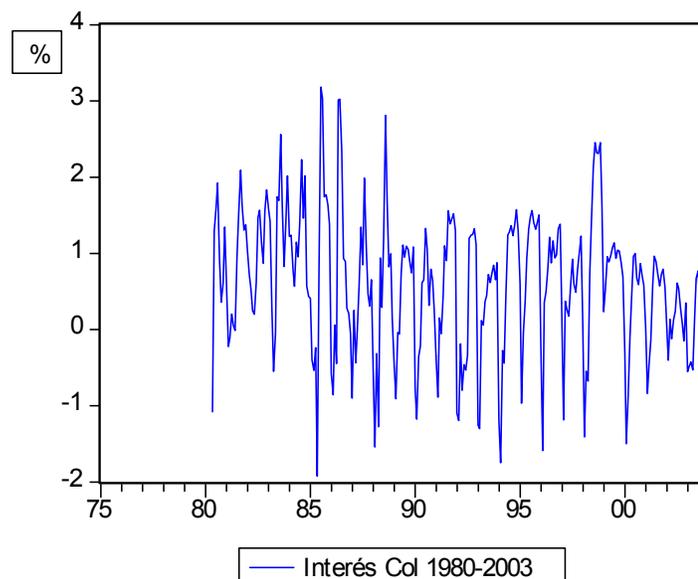
**3.1.2 Tasas de interés.** El mercado financiero funciona de acuerdo con las leyes de la oferta y demanda. Al elevarse las tasas de interés, los demandantes desearán tomar en préstamo menos fondos, y los oferentes desearán colocar más fondos prestables, y viceversa cuando las tasas de interés bajan.

En la gráfica 5, se observa el comportamiento de la serie de la tasa de interés real en Colombia a partir de mayo de 1980, de acuerdo con la limitante mencionada en el numeral 2.2.2.

---

<sup>22</sup> M<sub>2</sub> representa el dinero en sentido amplio. Está conformado por los cuasidineros (por ejemplo, depósitos de ahorro, certificados de depósito a término, los fondos de inversión, entre otros) y los medios de pago.

Gráfica 5. Tasa de interés en Colombia 1980 - 2003



Fuente: Eview 3.0

A finales de la década del setenta las presiones monetarias derivadas de la bonanza cafetera requirieron controles sobre las fuentes de expansión en el Banco de la República y en los bancos comerciales. Entre 1979 y 1982 se retomaron las políticas de reforma al sistema financiero, liberando las tasas de interés de los certificados a término de los bancos y corporaciones financieras y los pagarés suscritos por las compañías de financiamiento comercial. En síntesis, los años setenta permitieron el cambio de un esquema intervencionista en materia financiera a otro menos regulado y comercial, donde la tasa de interés sirvió de guía en la asignación de los fondos prestables.

La creación del Fondo de Garantía de Instituciones Financieras en el año 1985, constituyó una réplica del Banco Central Hipotecario organizado en circunstancias similares en los años treinta. Sin embargo, en el Central Hipotecario predominó el objetivo de restablecer la liquidez de los activos de riesgo, al tiempo que en el Fondo la idea dominante fue la de atender los requerimientos de insolvencia, dejando al sistema financiero tradicional la provisión de liquidez. Desde 1985 hasta 1991 se presenta una disminución en la relación: tasa de interés nominal vs tasa de inflación, debido a la reducción de activos líquidos en el sistema bancario.

En 1995 se comenzó a percibir en la Junta Directiva del Banco de la República, que la volatilidad de las tasas de interés generada por la política de agregados monetarios era costosa para todos los agentes, y se comenzaron a implementar acotamientos de la tasa de interés a la vista, que contribuyeron a estabilizar el sistema y hacer más suave la intervención en el mercado monetario.

Para 1996 se observó un derrumbe del  $M_1$ , debido a cambios tecnológicos en el sector financiero, como las tarjetas débito y los cajeros automáticos, que

desplazaron las cuentas corrientes y el efectivo en favor de las cuentas de ahorro o de su combinación.

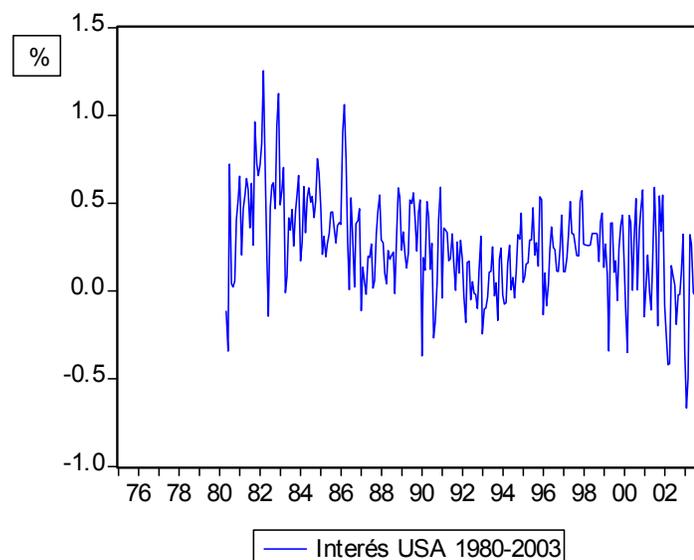
A lo largo de 2001 las tasas de interés del sistema bancario colombiano también se redujeron, de modo que la tasa promedio de interés real en diciembre fue de 0.7%. Detrás de esta disminución se encontraron factores diversos, entre ellos, una política monetaria más holgada conducida por el Banco de la República, las menores tasas de interés externas, las menores expectativas de devaluación y el escaso dinamismo del crédito como resultado del lento crecimiento económico.

Como consecuencia de los anuncios sobre un mayor déficit fiscal al previsto, y la incertidumbre sobre la capacidad de financiamiento del Gobierno, en un ambiente de estrechez de los mercados internacionales, a finales de septiembre y comienzos de octubre de 2002, se registró un fuerte aumento en las tasas de interés de los TES a diferentes plazos.

Sin embargo, la tasa real continuó disminuyendo, como resultado de la reducción en la inflación, la relativa estabilidad cambiaria, la aprobación del Congreso de las reformas estructurales del sector público, el respaldo financiero de la banca multilateral, incluyendo el compromiso de un acuerdo de *stand-by* con el Fondo Monetario Internacional, firmado a comienzos de 2003, y la apertura de los mercados internacionales de capitales posterior a la definición política en Brasil.

En la gráfica 6 se muestra el comportamiento de la tasa de interés en los Estados Unidos para el periodo de evaluación.

Gráfica 6. Tasa de interés en Estados Unidos 1980 - 2003



Fuente: Eview 3.0

La Reserva Federal de los Estados Unidos, junto con el Congreso y otros organismos oficiales, ha regulado históricamente los mercados financieros limitando los tipos de interés. Hasta la década de 1980, la mayoría de los tipos de interés que pagaban los bancos comerciales estaban controlados, éstos no podían pagar intereses por las cuentas corrientes y los tipos de las cuentas de ahorro y a plazo, estaban sometidos a topes máximos.

Ante la competitividad de los mercados, las instituciones financieras diseñaron nuevas clases de instrumentos, que atrajeron fondos colocados en depósitos de bajo rendimiento. Los elevados tipos de interés de finales de los años setenta y principios de los ochenta presionaron aun más el sistema, pues los bancos que pagaban un 5% anual por las cuentas de ahorro, tenían que competir con los fondos de inversión que pagaban entre 10% y 15% anual. El congreso reaccionó con las leyes bancarias de 1980 y 1982, que liberalizaron en gran medida los tipos de interés.

La base analítica del nuevo enfoque fue distinguir las cuentas que se utilizan para realizar transacciones de las demás. Estas medidas legislativas exigían que los topes a los tipos de interés desaparecieran en 1986 para las cuentas que no eran utilizadas para realizar transacciones, y que los requisitos de reservas de éstos depósitos fueran nulos en los casos de las cuentas personales y mínimos en el de las cuentas empresariales.

Para finales de la década de los noventa, las cuentas que no fueron para realizar transacciones tenían tipos de interés de mercado y se encontraban efectivamente fuera de la estructura reguladora de la Reserva Federal.

Para finales del 2000, el Fed mantuvo inalterada la tasa de interés en 6.5%.

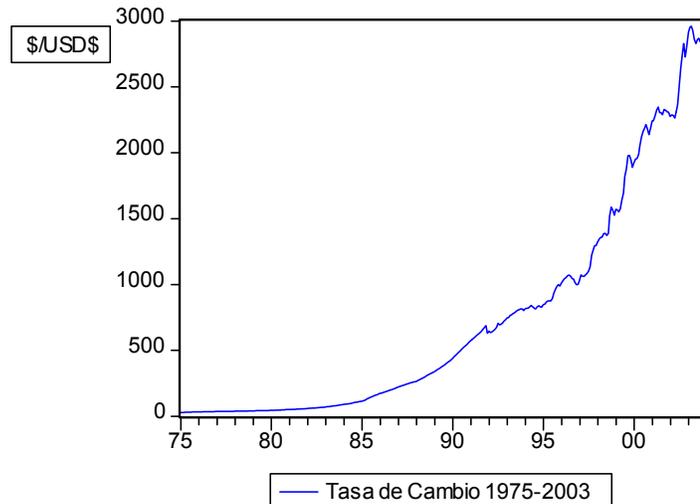
Durante el 2001, aunque los indicadores económicos de los Estados Unidos mostraron señales de debilitamiento, el consumo permaneció relativamente fuerte, consecuentemente con la exitosa campaña militar de los Estados Unidos en Asia Central, los menores precios del petróleo y las bajas tasas de interés que ostenta la economía norteamericana.

Las cifras más recientes muestran el crecimiento mundial impulsado por la recuperación económica de los Estados Unidos, cuyo desempeño durante el 2003 superó todas las expectativas, gracias a las bajas tasas de interés, cuyos niveles actuales son los menores desde la década de los años sesenta.

El crecimiento del consumo privado continuó como resultado de los bajos niveles de tasas de interés, la reducción en las tasas de impuestos y el mejoramiento en el nivel de confianza de los empresarios han llevado a la recuperación de la inversión.

**3.1.3 Tasa de cambio del peso respecto al dólar.** La gráfica 7, presenta el comportamiento de la serie de la tasa de cambio del peso frente al dólar desde 1975 hasta el 2003.

Gráfica 7. Tasa de cambio peso vs. dólar 1975 - 2003



Fuente: Eview 3.0

Al iniciarse la bonanza de los setenta el país contaba con varios instrumentos de manejo cambiario, que incluía minidevaluaciones, controles de cambio generalizados y un sistema de permisos y registros para el endeudamiento privado en el exterior. Ante varias alternativas, las autoridades económicas tomaron la decisión de revaluar el tipo de cambio en términos reales<sup>23</sup> desacelerando la devaluación.

La devaluación nominal promedia entre fines de 1975 y fines de 1979 fue de 7.4% anual, mientras que la inflación se situó alrededor del 25% anual. Al considerar la inflación externa, el resultado final fue un revaluación real del tipo de cambio del 18% entre 1975 y 1979, es decir, un encarecimiento relativo de los productos colombianos frente a los extranjeros; lo que contribuyó al deterioro de las exportaciones menores y a las dificultades del sector externo entre 1983 y 1985.

Durante la primera mitad de los noventa, la tasa de cambio se revaluó expresando, entre otros, un desplazamiento del producto interno y de las exportaciones tradicionales a favor de las rentas derivadas del petróleo y de la exportación ilegal de drogas.

La inversión directa extranjera y de portafolio, el aumento del endeudamiento privado externo y las privatizaciones financiadas internacionalmente contribuyeron a la revaluación.

<sup>23</sup> Tasa de cambio real es la relación entre los precios internos y los precios externos convertidos a moneda nacional.

En el segundo semestre de 1992 lograron disiparse finalmente las expectativas de revaluación del tipo de cambio, lo que permitió la estabilización del descuento de los certificados de cambio y, por consiguiente, de la tasa de cambio representativa (TRM).

De 1997 en adelante, se produjo una mayor depreciación del peso, por la salida de capitales. La caída de los precios del petróleo en 1997 y 1998 incidieron en el mismo sentido, pero su recuperación en los años 1999-2000 ayudó a que el déficit del gobierno y la depreciación no fueran mayores.

Es importante mencionar que hasta comienzos de la década de los noventa en Colombia, debido a la existencia de controles a las operaciones cambiarias y de un comercio ilegal no registrado, se generó un mercado cambiario paralelo que ejerció bastante influencia sobre las transacciones registradas. Cuando la tasa de cambio de este mercado, llamada tasa de cambio negra, se colocaba en niveles superiores a la tasa de cambio oficial, no solo se producía un incentivo para reintegrar los dólares producto de exportaciones a través del mercado ilegal sino contribuía a generar expectativas de devaluación. La liberación del régimen cambiario, ocasionó en parte la desaparición de este mercado paralelo.

Al cierre de diciembre de 2000, el incremento en la tasa de cambio, conllevó a una depreciación anual del 19%, como consecuencia del no reintegro de divisas por parte de la Tesorería General de la Nación.

Durante la mayor parte de 2002, el comportamiento de la tasa de cambio nominal siguió de cerca la evolución de los *spreads* de la deuda pública. La tasa de cambio nominal registró apreciación temporal en octubre y noviembre, y luego retomó la tendencia creciente observada desde finales del segundo semestre del año. Al finalizar 2002 la tasa de cambio fue de \$2.864,80 por dólar, alcanzando una depreciación nominal de 25%.

Con la incertidumbre política en Brasil y otras economías de la región, los mercados mostraron dudas sobre la capacidad del Gobierno de financiar en el exterior el creciente déficit del sector público.

A partir de diciembre de 2002, se observó una fuerte depreciación del peso frente al dólar, a pesar de la caída importante en los *spreads* y la apertura para el país de los mercados internacionales de capitales. Esto se explicó con el deterioro económico, social y político de Venezuela que afectó las exportaciones e inversiones colombianas en ese país, y por la no existencia de monetizaciones de divisas por parte de la Tesorería General de la Nación.

En el 2003 se reflejó un considerable crecimiento económico, el cual no se afectó a pesar de la apreciación nominal del tipo de cambio en el segundo semestre, que obedece a la fuerte depreciación real de años anteriores, y en especial a la de 2002. La presión fue tal que la tasa de cambio no revirtió su tendencia después de las compras por USD\$500 millones por parte del Banco de la República en el

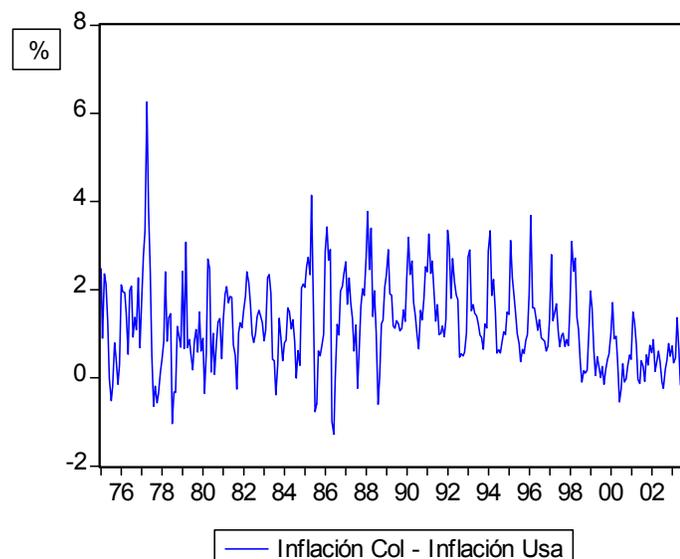
mercado cambiario local entre mediados de diciembre de 2003 y los primeros días de enero de 2004. La Tesorería General de la Nación, además, realizó compras limitadas de dólares en el mercado cambiario, y el Ministerio de Hacienda y Crédito Público inició cambios en la composición del financiamiento del déficit del sector público, en busca de un mayor financiamiento interno.

Es relevante manifestar, que el hecho más destacado del mercado internacional de capitales ha sido la depreciación del dólar frente al euro, el yen y las monedas de la mayoría de los países emergentes, sobresaliendo muy especialmente la pérdida de valor frente a las monedas de los países de América Latina. Este retroceso del dólar, está estrechamente relacionado con el alto déficit en la cuenta corriente de los Estados Unidos y con los diferenciales de tasas de interés a favor de inversiones fuera de dicho país.

A continuación se grafican las series de tiempo de las variables que hacen parte del modelo que explica las teorías PPA y EFI.

**3.1.4 Comportamiento gráfico de las variables utilizadas en la teoría PPA.** De acuerdo con la teoría Paridad del Poder Adquisitivo, el diferencial de las tasas de inflación de dos países debe estar en equilibrio con la variación porcentual del tipo de cambio. En la grafica 8, se ven los datos correspondientes a la serie de tiempo del diferencial de tasas de inflación de 1975 a 2003, que explica la diferencia entre la tasa de inflación en Colombia frente a la de los Estados Unidos.

Gráfica 8. Diferencial de tasas de Inflación 1975 - 2003



Fuente: Eview 3.0

El comportamiento de la serie, muestra un diferencial alto en el año 1977, que como se analizó anteriormente correspondió a una elevada tasa de inflación en

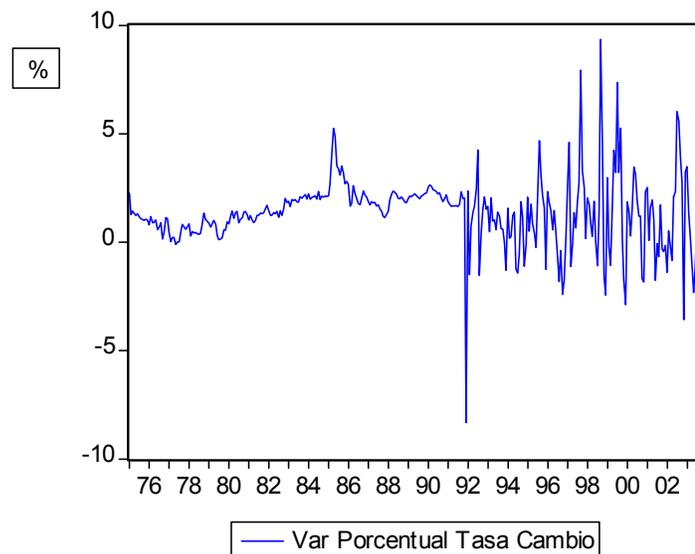
Colombia como consecuencia del aumento de reservas de la bonanza cafetera. Contrariamente, se presentan entre el año 1986 y 1989, diferenciales bajos, que alcanzaron incluso valores negativos en algunos períodos, como consecuencia principal de la política agrícola implementada en Colombia.

Como se mencionó en el análisis de la gráfica 3, en Colombia desde 1991 se definieron metas para reducir la tasa de inflación, logrando descensos de éste indicador macroeconómico, hasta alcanzar tasas de un solo dígito en el 2000; lo que incide en una tendencia de acotamiento del diferencial de las tasas de inflación de Colombia con los Estados Unidos.

Es de anotar, que los valores del diferencial de las tasas de inflación que se alejan de cero, exigen ajustes en la tasa de cambio en igual proporción para mantener el poder adquisitivo indistintamente entre el peso colombiano y el dólar de los Estados Unidos.

La gráfica 9, presenta el comportamiento de la variable dependiente de la Teoría PPA.

Gráfica 9. Variación relativa de la tasa de cambio del peso vs. dólar 1975 – 2003



Fuente: Eview 3.0

Cuando los datos de la variación porcentual de la tasa de cambio se ubican por encima de cero, se presenta una devaluación o depreciación del peso frente al dólar, en contravía, cuando los datos se localizan por debajo de cero, es decir, su valor es negativo, indica revaluación o apreciación de la moneda local.

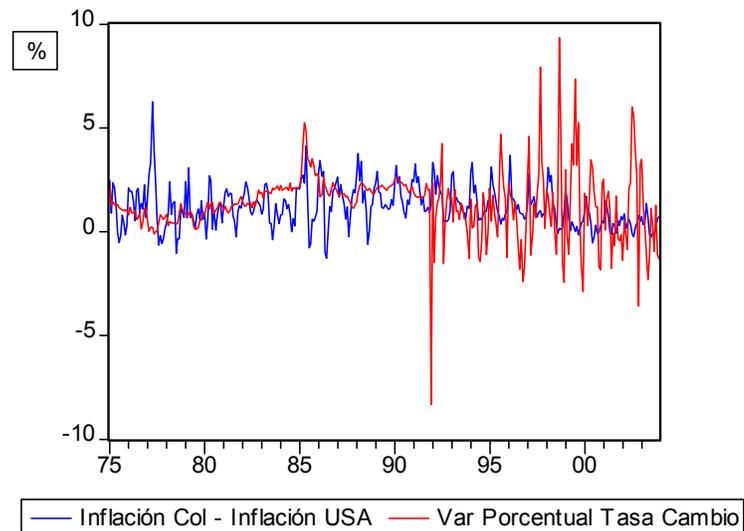
El diagrama refleja la política intervencionista del Banco de la República en la tasa de cambio hasta 1991, que como se mencionó en el numeral 3.1.3, correspondió a un sistema de “crawling peg”. El sistema intermedio de bandas cambiarias que se introdujo en 1994, permitió la flexibilidad de la tasa de cambio dentro de los límites

establecidos por el banco central; para que en el año 1997 se liberara a un sistema de mercado cambiario.

En el año 1992 se presentaron revaluaciones importantes, que crearon expectativas en el mercado de divisas, para posteriormente, estabilizarse a fines del mismo año. Ante la eliminación del sistema de banda cambiaria en 1999, se presentó una tendencia depreciativa del peso, ocasionada por la salida de capitales y el descenso del precio del petróleo. En los últimos años se apreció la moneda colombiana a favor de la deuda externa de Colombia.

En la gráfica 10, se presenta el comportamiento simultáneo de las variables: diferencial de la tasa de inflación y variación porcentual de la tasa de cambio en el período 1975 - 2003

Gráfica 10. Combinación diferencial de inflación y variación relativa de la tasa de cambio peso vs. dólar 1975 - 2003



Fuente: Eview 3.0

La teoría de los tipos de cambio basada en la Paridad del Poder Adquisitivo, indica que el tipo de cambio de un país tiende a igualar el costo de compra de los bienes comerciados en el interior, con el costo de compra de esos bienes en el extranjero. Por lo tanto, cuando en un país se presenta incremento en la tasa de inflación, se debe producir una depreciación de la moneda, en similar proporción para mantener su valor.

Como se presenta en la gráfica comparativa de las variables que intervienen en la PPA, un desplazamiento del diferencial de tasas de inflación (en azul) por encima de cero indica un incremento superior de la inflación en Colombia respecto a la de Estados Unidos; así mismo, la localización de la variación de la tasa de cambio (en rojo) por encima de cero refleja una devaluación o depreciación de la moneda; y viceversa.

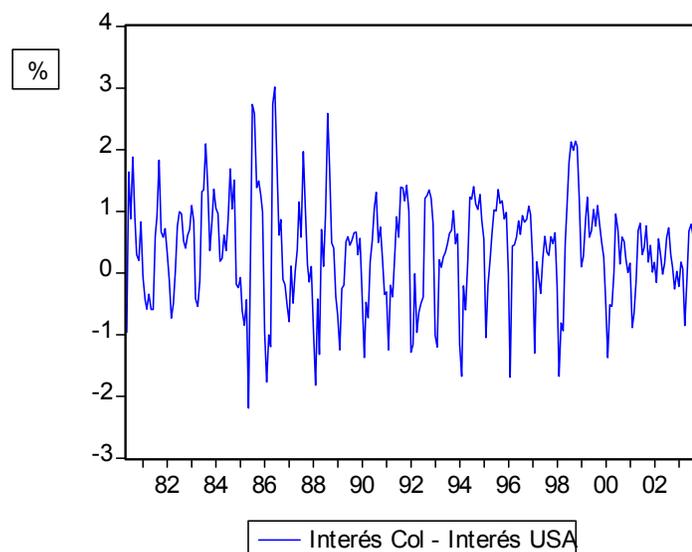
Al confrontar las dos series, se observa que la tendencia de éstas, concuerda con el comportamiento esperado por la teoría PPA; sin embargo, existen variaciones importantes en la variación porcentual de la tasa de cambio a partir del año 1992, debido a la eliminación del sistema de minidevaluaciones determinadas por la entonces Junta Monetaria del Banco de la República.

**3.1.5 Comportamiento gráfico de las variables utilizadas en la teoría EFI.** De acuerdo con lo establecido por la teoría Efecto Fisher Internacional, los diferenciales de las tasas de interés, como promedio deben ser compensados por las variaciones de los tipos de cambio.

Por lo tanto, las inversiones en el extranjero producen rendimientos que como promedio son iguales a los del propio país.

En la gráfica 11 se presenta el comportamiento de la serie: diferencial de las tasas de interés real para Colombia y Estados Unidos, desde el año 1980 hasta el 2003.

Gráfica 11. Diferencial tasas de interés 1980 - 2003



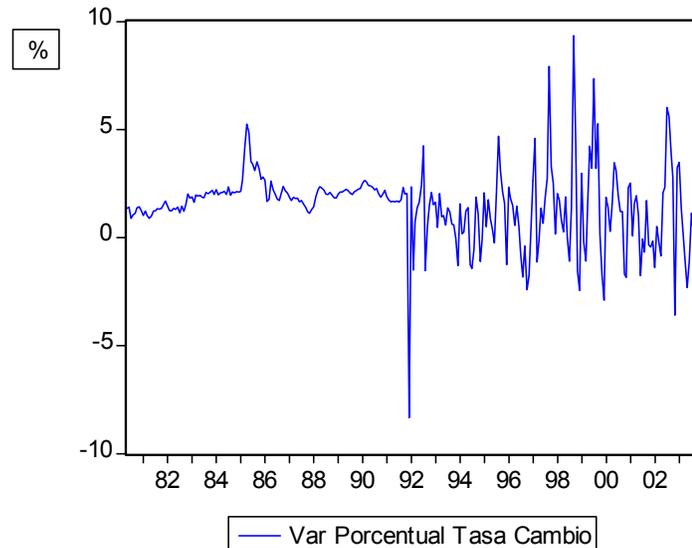
Fuente: Eview 3.0

Analizando independientemente el comportamiento del diferencial de las tasas de interés, se observa que entre 1980 y el año 2003, se presentan fluctuaciones que arrojan valores positivos, es decir encima de cero, reflejando que para un inversionista, en términos de rentabilidad, es más atractivo en estos períodos invertir en Colombia que en los Estados Unidos.

Por otra parte, los valores negativos, indican que los Estados Unidos ofrecían mejor rentabilidad en esos puntos.

La gráfica 12, refleja el movimiento de la tasa de cambio presentado anteriormente en la gráfica 9; sin embargo, se reporta desde el año 1980.

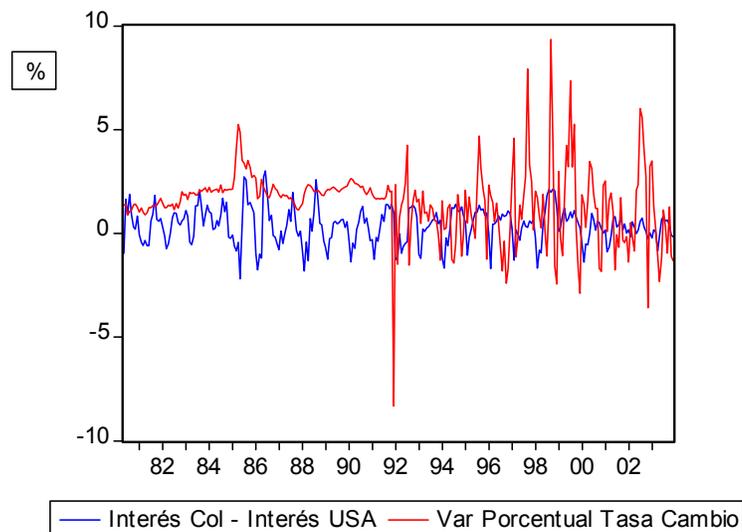
Gráfica 12. Variación relativa de la tasa de cambio del peso vs. dólar 1980 - 2003



Fuente: Eview 3.0

En la gráfica 13, se presenta el comportamiento simultáneo de las variables: diferencial de la tasa de interés real de Colombia y Estados Unidos y variación porcentual de la tasa de cambio, desde 1980 hasta 2003.

Gráfica 13. Combinación diferencial de interés y variación relativa de la tasa de cambio peso vs. dólar 1980 - 2003



Fuente: Eview 3.0

El peso colombiano se aprecia cuando la tasa de interés real de Colombia es menor a la de Estados Unidos. Esta apreciación, reduce el rendimiento sobre

valores en pesos desde la perspectiva de los inversionistas de Estados Unidos, haciendo que los rendimientos de estos valores no sean más altos que los obtenidos en Colombia.

Contrariamente, el peso colombiano se deprecia cuando la tasa de interés real de Colombia excede a la de Estados Unidos.

Como se presenta en la gráfica comparativa de las variables que intervienen en la teoría EFI, un desplazamiento del diferencial de tasas de interés (en rojo) por encima de cero indica mejores rendimientos para las inversiones en Colombia respecto a los Estados Unidos; así mismo, la localización de la variación de la tasa de cambio (en azul) por encima de cero, refleja una devaluación o depreciación de la moneda; y viceversa.

Al confrontar las series, se observan dos comportamientos; el primero hasta el año 1992 donde el promedio general de la variación de la tasa de cambio es mayor que el diferencial de las tasas de interés, y el segundo desde 1992 hasta el 2003, que presenta promedios similares, lo que indica que se está equilibrando la variación porcentual de la tasa de cambio con el diferencial de las tasas de interés. En consecuencia, la representación gráfica supone un equilibrio entre el diferencial de las tasas de interés y la variación relativa de la tasa de cambio.

**3.1.6 Comprobación gráfica teoría PPA.** La primera comprobación de la teoría Paridad del Poder Adquisitivo se realiza por medio del análisis gráfico.

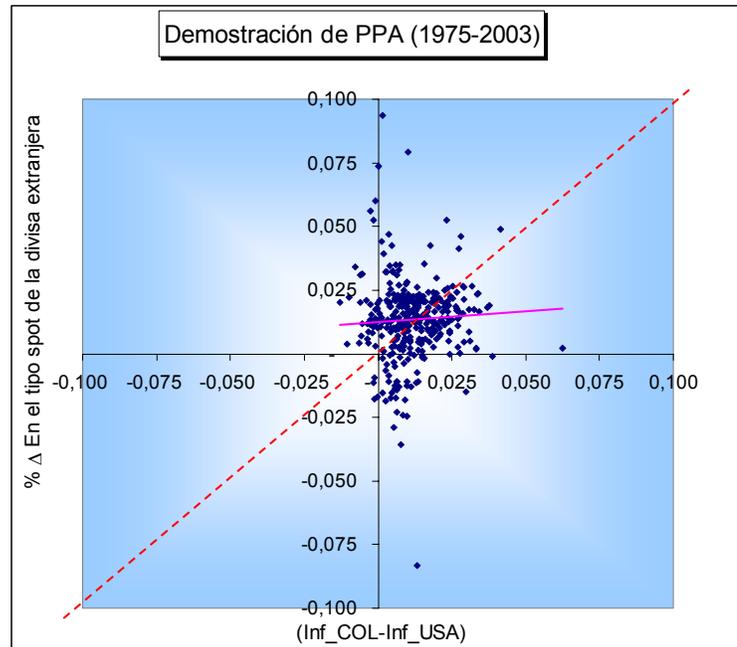
Para la teoría Paridad del Poder Adquisitivo se localizan los puntos de acuerdo con el planteamiento señalado en el numeral 1.5.1.

El resultado se observa en la gráfica 14, en ella se traza una línea recta (discontinua de color rojo) que pasa por el origen y tiene pendiente de valor uno, que indica la relación teórica planteada por PPA, además, se marca la tendencia de los datos reales (línea continua color fucsia).

Los datos localizados por encima de la pendiente del PPA indican que el valor de la variación porcentual de la tasa de cambio es mayor al valor del diferencial de las tasas de inflación; lo que significa que el poder adquisitivo del peso es superior al dólar, es decir, que un individuo podrá adquirir en Colombia más unidades de bienes y servicios que en Estados Unidos.

Por el contrario, los puntos ubicados por debajo de la línea PPA sugieren que el valor de la variación porcentual de la tasa de cambio es menor al valor del diferencial de las tasas de inflación, es decir, que la moneda colombiana ha perdido poder adquisitivo frente al dólar.

Gráfica 14. Representación gráfica del diferencial de la tasa de inflación ( $\text{Inf}_{\text{COL}} - \text{Inf}_{\text{USA}}$ ) y variación relativa de la tasa de cambio para demostrar PPA en el período de febrero de 1975 a diciembre de 2003



De acuerdo con la distribución dada entre el diferencial de las tasas de inflación de Colombia y Estados Unidos y la variación porcentual de la tasa de cambio del peso frente al dólar durante el período 1975 a 2003, existe concentración de datos cerca a la pendiente, lo que sugiere que el diferencial de las tasas de inflación ha sido compensado con la variación porcentual de la tasa de cambio.

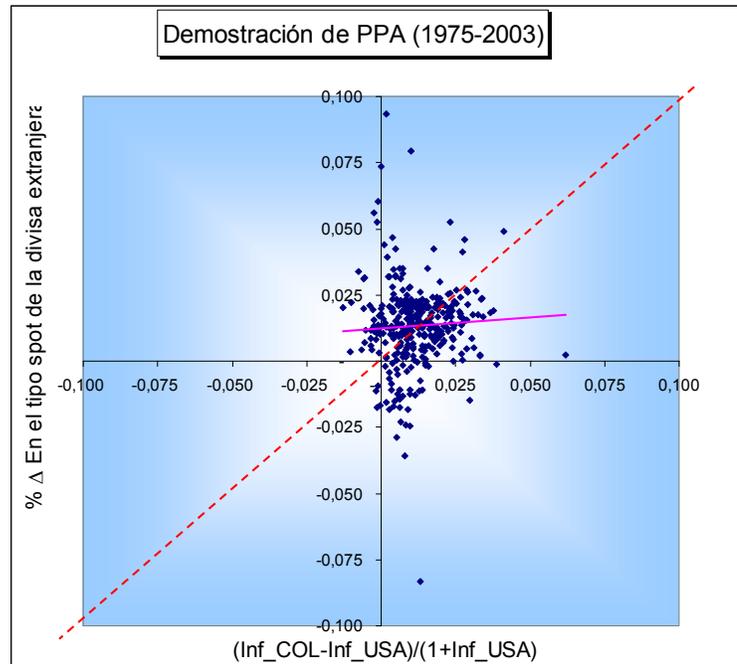
Por otra parte, la tendencia lineal de los datos evidencia una pendiente menor que uno, lo que indica que en el largo plazo, el diferencial de inflación ha tenido un rango mayor al de la variación porcentual de la tasa de cambio.

De lo anterior se deduce que gráficamente no se puede establecer el cumplimiento de la teoría Paridad del Poder Adquisitivo.

En la gráfica anterior se representó el diferencial de las tasas de inflación como  $(\text{Inf}_{\text{COL}} - \text{Inf}_{\text{USA}})$ , por lo cual, en la gráfica 15, se comprueba su equivalencia con el término  $((1 + \text{Inf}_{\text{COL}}) / (1 + \text{Inf}_{\text{USA}}) - 1)$ .

Como se observa, la dispersión de los datos y la línea de tendencia trazada en las gráficas 14 y 15, son similares.

Gráfica 15. Representación gráfica del diferencial de la tasa de inflación  $((1+Inf_{COL}) / (1+Inf_{USA})) - 1$  y variación relativa de la tasa de cambio para demostrar PPA en el período de febrero de 1975 a diciembre de 2003



**3.1.7 Comprobación gráfica teoría EFI.** Al igual que para la teoría PPA, la comprobación de la teoría Efecto Fisher Internacional se inicia con el análisis gráfico.

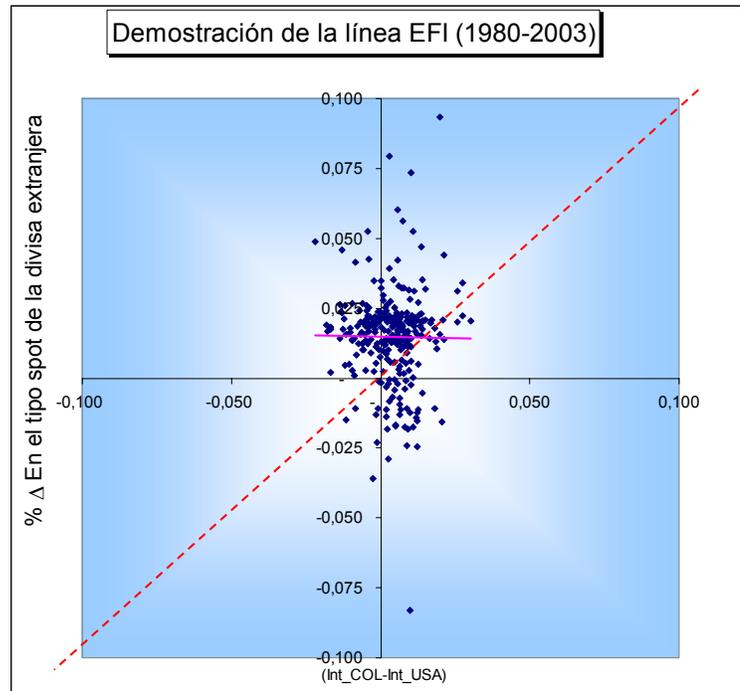
Se localizan los puntos de acuerdo con el planteamiento señalado en el numeral 1.5.2.

El resultado se observa en la gráfica 16, en la cual, se traza una línea recta (discontinua de color rojo) que pasa por el origen y tiene pendiente de valor uno, que indica la relación teórica planteada por EFI, además, se marca la tendencia de los datos reales (línea continua color fucsia).

De acuerdo con la distribución de la gráfica 16, se ve que no existe relación uno a uno entre el diferencial de las tasas de interés y la variación porcentual de la tasa de cambio, durante el período 1980 a 2003; observando concentración de datos por encima de la línea de referencia.

Los datos localizados por encima de la pendiente EFI indican que el valor de la variación porcentual de la tasa de cambio es mayor al valor del diferencial de las tasas de interés real; lo que significa que un inversionista recibiría mayores rendimientos en Colombia que en Estados Unidos.

Gráfica 16. Representación grafica del diferencial de la tasa de interés ( $Int_{COL}-Int_{USA}$ ) y variación relativa de la tasa de cambio para demostrar EFI en el período de mayo de 1980 a diciembre de 2003



Por el contrario, los puntos ubicados por debajo de la línea EFI sugieren que el valor de la variación porcentual de la tasa de cambio es menor al valor del diferencial de las tasas de interés real, es decir, el inversionista recibe mayor rendimiento sobre los depósitos en dólares.

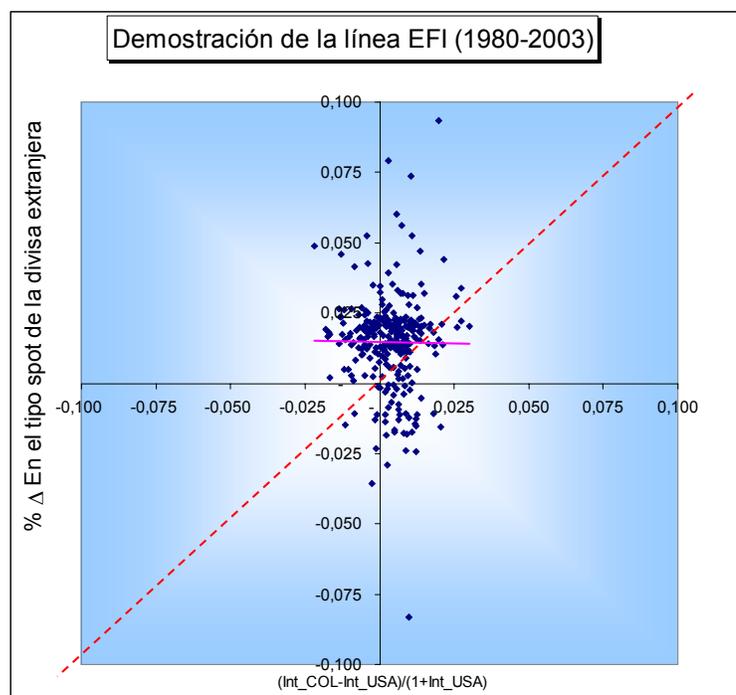
De acuerdo con la distribución dada entre el diferencial de las tasas de interés real de Colombia y Estados Unidos y la variación porcentual de la tasa de cambio del peso frente al dólar durante el período 1980 a 2003, existe concentración de datos por encima de la pendiente de EFI, lo que sugiere que la variación porcentual de la tasa de cambio es superior al diferencial de las tasas de interés.

Por otra parte, la tendencia lineal de los datos evidencia una pendiente menor que uno, lo que indica que en el largo plazo, el diferencial de tasas de interés real ha tenido un rango mayor al de la variación porcentual de la tasa de cambio.

De lo anterior se deduce que gráficamente no se puede establecer el cumplimiento de la teoría EFI.

En la gráfica 16 se presenta el diferencial de las tasas de inflación ( $Inf_{COL}-Inf_{USA}$ ), por lo cual, se comprueba su equivalencia con el término  $((1+Inf_{COL})/(1+Inf_{USA})-1)$  en la siguiente gráfica:

Gráfica 17. Representación gráfica del diferencial de la tasa de interés  $((1+Int_{COL}) / (1+Int_{USA})) - 1$  y variación relativa de la tasa de cambio para demostrar PPA en el período de febrero de 1975 a diciembre de 2003



Como se observa, la dispersión de los datos y la línea de tendencia trazada en las gráficas 16 y 17, son similares.

### 3.2 RESULTADOS ESTADISTICOS

**3.2.1 Prueba de estacionariedad (Correlograma muestral y raíz unitaria).** Para determinar regresiones lineales entre dos series de tiempo se debe garantizar que las series sean estacionarias, es decir, que la media y varianza sean constantes y que el cálculo de la covarianza no dependa del período de su determinación, sino del rezago de los períodos evaluados.

En caso de que las series no sean estacionarias, se deben aplicar procedimientos para eliminar la no estacionariedad y posteriormente calcular los coeficientes de la regresión lineal.

Generalmente las variables económicas se comportan como series de tiempo no estacionarias. Por tal razón, en el presente estudio estadístico, se inicia con las pruebas de correlación y de raíz unitaria para establecer si las series de tiempo que intervienen en las teorías PPA y EFI son estacionarias.

*Serie diferencial de tasas de inflación (período 1975-2003).* Tomando la serie del diferencial de tasas de inflación de febrero de 1975 a diciembre de 2003, que incluye 348 observaciones, se aplica la primera prueba de estacionariedad basada en el correlograma.

Como se observa en el anexo 1, tabla 1, el correlograma muestral presenta un descenso significativo del indicador de autocorrelación (AC) en cada rezago, lo que presume estacionariedad de la serie. Sin embargo, al igual que el análisis gráfico, ésta prueba no es definitiva.

A continuación se aplica una prueba alterna para determinar la estacionariedad de la serie (en este caso, diferencial de las tasas de inflación de Colombia y Estados Unidos 1975-2003), denominada prueba de raíz unitaria, que relaciona el valor actual de la variable con el valor anterior de la serie, más un término denominado error estocástico; posteriormente se lleva a cabo la regresión de la variable a la cual se le va a determinar la estacionariedad en diferencias rezagas, se calculan los coeficientes y estadísticos t críticos y se comparan con los estadísticos  $\tau$  tabulados por Dickey-Fuller. A ésta prueba del estadístico  $\tau$  se le llama ADF (Aumentado Dickey-Fuller).

Se aplica la prueba de raíz unitaria con 12 rezagos. Bajo la hipótesis nula de que  $p=1$ , se obtiene el valor de  $\tau$  calculado por la prueba ADF sobre la serie del diferencial de las tasas de inflación en Colombia y Estados Unidos, tanto para la regresión con intercepto (tabla 2), la regresión sin intercepto (tabla 3) y la regresión con intercepto y tendencia (tabla 4); observando que en términos absolutos es menor que los valores críticos al 1% y 5%, lo que indica que la serie tiene raíz unitaria, no se rechaza la  $H_0: p = 1$  y  $\sigma = 0$ , por lo tanto, la serie es no estacionaria.

Como se mencionó anteriormente, las regresiones lineales exigen estacionariedad de las series, es por ello, que al resultar que el diferencial de las tasas de inflación en nivel es no estacionaria, se procede a transformarla en primera diferencia con el propósito de lograr una serie estacionaria.

Cuando la serie se vuelve estacionaria quiere decir que no presenta tendencia alguna y se trata de un proceso estocástico o lo que se llama en estadística caminata aleatoria, por lo tanto, a las series diferenciadas se les puede aplicar procesos de regresión lo mismo que los procedimientos estándar de t y F, de otra forma éstos serían inválidos.

Así, se elabora el correlograma muestral (tabla 5) y se aplica la prueba de raíz unitaria en regresión con intercepto (tabla 6), regresión sin intercepto (tabla 7) y regresión con intercepto y tendencia (tabla 8), con 12 rezagos a la serie del diferencial de tasas de inflación. Resultando que el valor de  $\tau$  calculado por la prueba ADF para la serie en primera diferencia, es mayor en términos absolutos que los valores críticos al 1%, 5% y 10% en la prueba con intercepto, sin

intercepto, y con intercepto y tendencia, lo que indica que la serie no tiene raíz unitaria, es decir, se rechaza la  $H_0: \rho = 1$  y  $\sigma = 0$ , y se dice que la serie es estacionaria en  $I(1)$ .

*Serie variación porcentual tasa de cambio (período 1975-2003).* Para la serie de la variación porcentual de la tasa de cambio de febrero de 1975 a diciembre de 2003, que incluye 348 observaciones, se retoma el procedimiento aplicado a la serie diferencial de las tasas de inflación.

Se inicia con la prueba de estacionariedad basada en el correlograma, la cual se evidencia en la tabla 9. El correlograma muestral presume un comportamiento de estacionariedad, debido a que los valores de autocorrelación (AC) descienden rápidamente a cero. Sin embargo, como se indicó anteriormente, es necesaria la aplicación de la prueba de raíz unitaria para constatar ésta primera impresión, utilizando la serie en nivel con 12 rezagos; la tabla 10, prueba de raíz unitaria con intercepto da una previa confirmación de estacionariedad, sin embargo las (tablas 11 y 12.), mediante pruebas de raíz unitaria sin intercepto y con tendencia e intercepto ratifican la no estacionariedad a nivel de la serie.

En el alcance del estudio estadístico no se fijaron limitantes para inferir la aplicabilidad de las teorías PPA y EFI en Colombia, por lo tanto, se busca su aceptación a un nivel de significancia del 1% y la confirmación de la estacionariedad simultáneamente mediante la prueba de raíz unitaria con intercepto, sin intercepto y con tendencia e intercepto.

En las tablas 11 y 12 correspondientes a la prueba de raíz unitaria en nivel con 12 rezagos en regresión sin intercepto y regresión con intercepto y tendencia, respectivamente; el valor de  $\tau$  calculado por la prueba ADF es menor en términos absolutos al valor crítico al 1% y 5% para la tabla 11 y del 1% para la tabla 12; por lo cual, no se rechaza la hipótesis nula, es decir, la serie de variación porcentual de tasa de cambio del peso vs. dólar (1975-2003) tiene raíz unitaria y es no estacionaria.

Como consecuencia, se toma la serie en primera diferencia, se elabora correlograma muestral (tabla 13) y se aplica la prueba de raíz unitaria en regresión con intercepto (tabla 14), regresión sin intercepto (tabla 15) y regresión con intercepto y tendencia (tabla 16), con 12 rezagos.

El valor de  $\tau$  calculado por la prueba ADF para la serie variación porcentual de la tasa de cambio del peso frente al dólar (1975-2003) en primera diferencia, es mayor en términos absolutos que los valores críticos al 1%, 5% y 10% en la prueba con intercepto, sin intercepto, y con intercepto y tendencia; lo que indica que la serie no tiene raíz unitaria, se rechaza la  $H_0: \rho = 1$  y  $\sigma = 0$ , es decir, la serie es estacionaria en  $I(1)$ .

*Serie diferencial de tasas de interés (período 1980-2003).* Esta serie consta de 284 observaciones, se aplica la prueba de estacionariedad basada en el correlograma muestral (tabla 17). Los valores del indicador de autocorrelación (AC) en cada rezago, sugiere estacionariedad de la serie, debido al decrecimiento rápido del mismo, sin embargo se aplica la prueba de raíz unitaria.

La prueba de raíz unitaria con la serie en nivel con intercepto (tabla 18), arroja  $\tau$  calculado mayor en términos absolutos a los valores críticos al 1%, 5% y 10%; indicando este resultado estacionariedad en la prueba parcial. Luego tomando la serie en nivel sin intercepto (tabla 19) y con tendencia e intercepto (tabla 20) se obtiene valores de  $\tau$  calculado inferior en términos absolutos a los valores críticos al 1%, lo que indica que la serie tiene raíz unitaria, es decir, no se rechaza la  $H_0: \rho=1$  y  $\sigma = 0$ , y por lo tanto, la serie es no estacionaria.

En forma similar a los análisis de las variables precedentes, se aplica las pruebas de correlograma muestral y raíz unitaria en primera diferencia (tablas 21, 22, 23 y 24); observando que el valor de  $\tau$  calculado por la prueba ADF es mayor en términos absolutos que los valores críticos al 1%, 5% y 10% en la prueba con intercepto, sin intercepto, y con intercepto y tendencia, lo que indica que la serie no tiene raíz unitaria, es decir, se rechaza la  $H_0: \rho = 1$  y  $\sigma = 0$ , y se establece que la serie es estacionaria en  $I(1)$ .

*Serie variación porcentual tasa de cambio (período 1980-2003).* Se incluye 284 observaciones. Se aplicaron las pruebas de correlograma muestral y de raíz unitaria a la serie en nivel y en primera diferencia, para determinar su estacionariedad. Los resultados obtenidos en el paquete estadístico Eview se presentan desde la tabla 25 hasta la tabla 32.

El análisis de ésta serie es similar al aplicado en las anteriores series, presentando como diferencia el estudio de la variación de la tasa de cambio del peso frente al dólar, en el período 1980-2003.

Se establece que para la serie de variación porcentual de la tasa de cambio 1980-2003, se rechaza la  $H_0: \rho = 1$  y  $\sigma = 0$ , es decir, no tiene raíz unitaria y es estacionaria de orden  $I(1)$ .

**3.2.2 Prueba de cointegración.** Si una serie temporal estacionaria ha de diferenciarse  $d$  veces para hacerla estacionaria, se denomina integrada de orden  $d$ .

En el caso de estudio, la variable diferencial de tasas de inflación es integrada de orden 1, es decir, I(1); porque  $\text{Inf\_Col} - \text{Inf\_USA}$  no es estacionaria, pero su primera diferencia si lo es<sup>24</sup>.

Si dos series son estacionarias en primera diferencia, no se puede correr la regresión porque la teoría se diseñó para variables en niveles y no en primeras diferencias, por lo tanto, es necesario aplicar la prueba de cointegración para determinar si la regresión original es válida.

La teoría de cointegración establece que si dos series son integradas de orden I(1), cualquier combinación lineal entre las mismas será también I(1), por lo cual, la regresión sería espúrea y sus coeficientes pierden validez. Pero, puede existir una excepción a esta regla, y es que la combinación lineal de las series sea de orden I(0).

Cuando los residuales de las regresiones son I(0) o estacionarios, la metodología tradicional de regresión (incluyendo las pruebas t y F) es aplicable a las series de tiempo.

Los resultados de la prueba de raíz unitaria arrojaron que las series que intervienen en las teorías PPA y EFI son estacionarias de orden I(1), lo que supone que la combinación lineal de éstas arroje regresiones espúreas que invaliden los coeficientes de las regresiones descritas como:

$$TC_{\$/U\$} = a_0 + a_1 (\text{Inf}_{\text{COL}} - \text{Inf}_{\text{USA}}) + \hat{u} \quad (\text{Teoría PPA})$$

$$TC_{\$/U\$} = a_0 + a_1 (\text{Int}_{\text{COL}} - \text{Int}_{\text{USA}}) + \hat{u} \quad (\text{Teoría EFI})$$

Sin embargo, se aplica la prueba de cointegración para establecer la validez de las regresiones propuestas por las teorías PPA y EFI. Si la combinación lineal de las regresiones resultan de orden I(0), significaría que las series son cointegradas y sólo restaría comparar el concepto teórico con los coeficientes hallados en la regresión.

*Pruebas de cointegración para la teoría Paridad del Poder Adquisitivo.* Tomando las series: diferencial de tasas de inflación y variación porcentual de la tasa de cambio para el período 1975-2003, se estiman los parámetros de largo plazo para establecer la existencia de relaciones de equilibrio entre las variables que determinan la aplicabilidad de la teoría PPA.

Se plantean las siguientes hipótesis para el primer eigenvalue:

---

<sup>24</sup> Este concepto es aplicable a las series: diferencial de las tasas de interés real y variación porcentual de la tasa de cambio.

Ho: no existe relación de cointegración entre las variables VARTC y INFCOL\_INFUSA

Ha: existe relación de cointegración entre las variables VARTC y INFCOL\_INFUSA

Para aplicar la prueba de cointegración se realizaron varios ensayos, tal y como se observa en el anexo 2, tabla 33. Al llevar a cabo la prueba de cointegración con 12 y 15 rezagos se obtiene que la razón de verosimilitud es menor al valor crítico al 1%; con 24, 36 y 48 rezagos se obtiene una razón de verosimilitud inferior a los valores críticos al 1% y 5%, por lo cual, se invalidan los coeficientes que componen la ecuación. Sin embargo, la razón de verosimilitud obtenida con un rezago para el primer eigenvalue es mayor que los valores críticos al 1% y 5%, lo que indica que se rechaza la hipótesis nula de cointegración entre VARTC y INFCOL\_INFUSA y los coeficientes calculados entre las variables son válidos.

Retomando la ecuación de comprobación de la teoría PPA, definida como:

$$TC_{\$/U\$} = a_0 + a_1 (\text{Inf}_{\text{COL}} - \text{Inf}_{\text{USA}}) + \hat{u}$$

Donde  $TC_{\$/U\$}$  es VARTC,  $(\text{Inf}_{\text{COL}} - \text{Inf}_{\text{USA}})$  es INFCOL\_INFUSA y  $\hat{u}$  es la perturbación estocástica estimada.

Reemplazando los coeficientes hallados en la ecuación con un rezago (tabla 33 (a)), se tiene:

$$TC_{\$/U\$} = 0,014745 + 0,106218 (\text{Inf}_{\text{COL}} - \text{Inf}_{\text{USA}})$$

Obsérvese que en la ecuación anterior, se elimina el término  $\hat{u}$ , el cual representa los efectos de las demás variables que afectan el modelo, pero que no hacen parte del fenómeno estudiado, además, a largo plazo se anulan sus efectos y se espera un valor de cero.

*Pruebas de cointegración para la teoría Efecto Fisher Internacional.* De igual forma, se toma las series: diferencial de tasas de interés y variación porcentual de la tasa de cambio para el período 1980-2003, estimando los parámetros de largo plazo para establecer la existencia de relaciones de equilibrio entre las variables que determinan la aplicabilidad de esta teoría.

En forma análoga, se establecen las siguientes hipótesis para el primer eigenvalue:

Ho: no existe relación de cointegración entre las variables VARTC y INTCOL\_INTUSA

Ha: existe relación de cointegración entre las variables VARTC y INTCOL\_INTUSA

Para aplicar la prueba de cointegración se realizaron varios ensayos, tal y como se observa en la tabla 34. Al llevar a cabo la prueba de cointegración con 24, 36, 42 y 48 rezagos, se obtiene que la razón de verosimilitud es menor a los respectivos valores críticos al 1% y 5%, invalidando los coeficientes que componen la ecuación. Sin embargo, la razón de verosimilitud obtenida con 1, 12 y 15 rezagos para el primer eigenvalue es mayor que los valores críticos al 1% y 5%, lo que indica que se rechaza la hipótesis nula de cointegración entre VARTC y INTCOL\_INTUSA y los coeficientes calculados entre las variables son válidos.

Retomando la ecuación de comprobación de la teoría EFI, definida como:

$$TC_{\$/U\$} = a_0 + a_1 (Int_{COL} - Int_{USA}) + \hat{u}$$

Donde,  $TC_{\$/U\$}$  es VARTC,  $(Int_{COL} - Int_{USA})$  es INTCOL\_INTUSA y  $\hat{u}$  es la perturbación estocástica estimada.

Reemplazando los coeficientes hallados en la ecuación con un rezago (tabla 34 (a)), se tiene:

$$TC_{\$/U\$} = 0,009249 + 1,507 (Int_{COL} - Int_{USA})$$

Conforme a lo mencionado en la prueba de cointegración para PPA,  $\hat{u}$  tiene un valor esperado de cero.

### 3.2.3 Prueba t para coeficientes de los modelos PPA y EFI

*Prueba t para coeficientes del modelo PPA.* Conforme a lo planteado en el numeral 2.1.1, para comprobar la aplicabilidad de la teoría PPA, se plantea la hipótesis nula  $H_0: a_0 = 0$ ; ó,  $a_1 = 1$ .

Utilizando la prueba t para el coeficiente  $a_1$ , donde:

$$t = (a_1 - 1) / (\text{s.e de } a_1)$$

Reemplazando los valores obtenidos en Eview, se tiene:

$$t = (0,106218 - 1) / (0,15338)$$

$$t = 5,82$$

El valor de t crítico obtenido en la tabla de distribución t-student, para n-k grados de libertad, donde n es el número de observaciones y k es el número de

parámetros, se tiene que para un nivel de significancia del 1%, el valor de  $t_c$  es 2,576.

Debido a que el valor de  $t$  calculado ( $t=5,82$ ) es mayor que el  $t$  crítico ( $t_c=2,576$ ), se rechaza la hipótesis  $H_0: a_0 = 0$ ; ó,  $a_1 = 1$ , porque si cualquiera de los coeficientes no cumplen la igualdad se rechaza.

**Al rechazar la hipótesis nula planteada, se rechaza la aplicabilidad de la teoría Paridad del Poder Adquisitivo.**

*Prueba t para coeficientes del modelo EFI.* Conforme a lo planteado en el numeral 2.1.2, para comprobar la aplicabilidad de la teoría EFI, se plantea la hipótesis nula  $H_0: a_0 = 0$ ; ó,  $a_1 = 1$ .

Utilizando la prueba  $t$  para el coeficiente  $a_1$ , donde:

$$t = (a_1 - 1) / (\text{s.e de } a_1)$$

Reemplazando los valores obtenidos en Eview, se tiene:

$$t = (1,507 - 1) / (0,30514)$$

$$t = 1,66$$

El valor de  $t$  crítico obtenido en la tabla de distribución  $t$ -student, para  $n-k$  grados de libertad, se tiene que para un nivel de significancia del 1%, el valor de  $t_c$  es 2,576.

Debido a que el valor de  $t$  calculado ( $t=1,66$ ) es menor que el  $t$  crítico ( $t_c=2,576$ ), se acepta la hipótesis  $H_0: a_0 = 0$ ; ó,  $a_1 = 1$ .

**Al aceptar la hipótesis nula planteada, se acepta la aplicabilidad de la teoría Efecto Fisher Internacional.**

#### 4. CONCLUSIONES

La prueba de Dickey-Fuller Aumentada, muestra que las series estudiadas: diferencial de tasas de inflación o diferencial de tasas de interés real y variación porcentual del tipo de cambio del peso frente al dólar, son no estacionarias en nivel, y se vuelven estacionarias en primera diferencia.

El test de cointegración indica que para el período 1975-2003, el diferencial de las tasas de inflación y la variación porcentual de la tasa de cambio poseen un vector de cointegración y una tendencia común. Así mismo, para la variable diferencial de las tasas de interés real y variación porcentual de la tasa de cambio para el período 1980-2003 presenta vector de cointegración y tendencia común. Sin embargo, a través de la prueba t se concluye que los coeficientes de las relaciones lineales no confirman la teoría económica de PPA. Mientras que esta misma prueba, permite la validación de la teoría EFi.

Es de enfatizar que las conclusiones presentadas responden al planteamiento teórico, donde se incluyeron en el modelo las variables diferencial de tasas de inflación o diferencial de tasas de interés real y variación porcentual del tipo de cambio del peso frente al dólar, dejando fuera del modelo, las demás variables macroeconómicas que pueden causar efectos sobre las variables estudiadas. Así mismo, el modelo puede ignorar determinantes de origen microeconómico.

Por otra parte, la tasa de cambio real puede desagregarse en dos componentes, el externo y el interno; el primero, se determina por la relación entre la inflación de Estados Unidos y la devaluación externa; mientras que el segundo, se determina por la relación entre la devaluación y la inflación colombiana.

Los resultados observados reflejan que la teoría Paridad del Poder Adquisitivo no tiene aplicabilidad en Colombia para estimar la tasa de cambio del peso colombiano frente al dólar, de acuerdo con la información estudiada en el período 1975-2003; es decir, que el tipo de cambio no ajusta el diferencia de las tasas de inflación de Colombia y Estados Unidos, y se producen excesos de demanda sobre los bienes más baratos en uno y otro país.

Del análisis gráfico y estadístico de comprobación de la teoría PPA, se infiere que el diferencial de la tasa de inflación reportada en la economía colombiana durante el período 1975-2003 con respecto a la tasa de inflación americana, no se ha compensado en proporción uno a uno por la variación relativa de la tasa de cambio.

Las desviaciones de la Paridad del Poder Adquisitivo indican que, a pesar de una clara tendencia hacia la globalización económica, las estructuras nacionales de precios difieren entre sí de manera considerable.

Todavía no existe una estructura internacional de precios estrechamente integrada, por lo que en términos generales, las desviaciones de la PPA pueden ser explicadas por: barreras al comercio y costos de transporte, prácticas monopolísticas y oligopolísticas en los mercados imperfectos, poca confiabilidad de los cálculos de inflación en diferentes países y lo inadecuado de usar los índices de precios al consumidor para medir la competitividad internacional de un país.

En Colombia es usual medir la inflación con base en el Índice de Precios al Consumidor IPC y el Índice de Precios al Productor IPP, que determina mensualmente el DANE y el Banco de la República, respectivamente. El IPC es representativo de las canastas de consumo de los hogares de ingresos medios y bajos y, por consiguiente, no incluye la totalidad de los bienes que se producen o venden en el país. En particular, no incluye los bienes de consumo suntuarios de las clases altas ni los bienes de producción, tales como materias primas o bienes de capital.

En el período estudiado, se presentó una inflación relativamente estable durante los primeros 20 años, todos los factores económicos e institucionales concurren al mantenimiento de la inflación en sus niveles del pasado. Esto da origen a una inflación de carácter inercial, cuya persistencia es relativamente independiente del manejo monetario.

Entre tanto, los productos arrojados bajo la teoría Efecto Fisher Internacional indican que el modelo tiene aplicabilidad en Colombia para estimar la tasa de cambio del peso colombiano frente al dólar, de acuerdo con la información estudiada en el período 1980-2003, el cual muestra correlación entre el diferencial de las tasas de interés real para Colombia y Estados Unidos y la variación porcentual de la tasa de cambio.

Por otra parte, el análisis gráfico y estadístico de comprobación de la teoría EFI mostró que las variables en el período estudiado, se relacionan en proporción uno a uno con respecto a la variación porcentual de la tasa de cambio; lo que indica que es indiferente para un inversionista trabajar en el mercado financiero en Estados Unidos o en Colombia.

La rentabilidad de un activo está parcialmente determinada por las fluctuaciones de la tasa de cambio entre la moneda del país o agente inversionista, y la del país receptor del respectivo crédito. Así, una mayor devaluación esperada del peso frente al dólar (dadas las tasas de interés en ambos países) desestimulará la inversión de activos en Colombia y hará más atractiva la inversión en activos denominados en dólares. Gran parte, de la volatilidad de los capitales se debe a la incertidumbre cambiaria, razón por la cual, la garantía de un tipo de cambio estable tiene un peso importante dentro de los objetivos de política de muchos países.

Tal condición no responde con certeza bajo el nuevo esquema de política cambiaria de tipo de cambio flexible a partir de septiembre de 1999, cuando el sistema de banda cambiaria dio paso a ésta política generalizada en países en el esquema de economía de mercado.

Recientemente, la apreciación del peso colombiano respecto al dólar se explica por varios factores, entre estos se destacan: la presión de devaluación del dólar frente al resto de monedas del mundo, por los factores propios de la economía de los Estados Unidos; el aumento de los precios internacionales de los bienes básicos y la mayor demanda mundial, que permite el ingreso de dólares por exportaciones; el crecimiento en los ingresos por concepto de transferencias del exterior; la alta participación de los recursos externos en el financiamiento del déficit fiscal; los incentivos que tienen los inversionistas extranjeros para invertir en títulos de deuda pública colombiana, por sus altos niveles de tasas de interés con relación a las obtenibles en el mercado norteamericano; y la mayor fortaleza de la economía colombiana, reflejada en el mayor crecimiento del producto interno bruto.

## **5. RECOMENDACIONES Y TRABAJOS FUTUROS**

Es importante aclarar que los resultados presentados, deben tomarse con precaución, ya que las variables estudiadas han sufrido cambios tanto en su forma de medición, como en el efecto de las políticas estructurales.

Para futuros estudios complementarios a la actual investigación, debe considerarse el comportamiento estacional de la economía colombiana, es decir, validar la existencia de una tendencia típica en períodos determinados sobre las variables estudiadas.

Se sugiere que para analizar la tasa de cambio del peso respecto al dólar, se estudie esta variable considerando tres períodos; el primero desde 1975 hasta 1993, durante la intervención gubernamental que fijaba la tasa de cambio a través de minidevaluaciones del peso frente al dólar; el segundo período a partir de 1994 hasta 1999, comprendido por la fluctuación de la tasa de cambio bajo el sistemas de bandas; y el último período a partir de 1999 con la libre flotación de la tasa cambiaria.

## 6. BIBLIOGRAFIA

BANCO DE LA REPUBLICA. Informes sobre inflación. Colombia. 1997 – 2003.

CARDENAS, Héctor, SÁENZ CASTRO, Jorge Enrique. ¿Cuál es la evidencia empírica del Efecto Fisher en la Economía Colombiana, 1980-2000? Cuadernos de Economía No 35. Universidad Nacional de Colombia. Bogotá. 2001.

CARDENAS SANTAMARIA, Mauricio. La tasa de cambio en Colombia. Cuadernos de Fedesarrollo. Número Uno. Tercer Mundo Editores. Bogotá. 1997.

DE CASTRO, Luis D., MASCARENAS, Juan. Ingeniería Financiera. La gestión de los mercados internacionales. Mc Graw Hill. 1998.

ESPINOSA, Alexandra; JARAMILLO, Carlos F. y CAICEDO, Edgar. Caracterización del ajuste microeconómico de precios en Colombia, 1989-1999. En: Revista del Banco de la República. Bogotá D.C. No 890; (diciembre 2001).

ECHAVARRIA OLOZAGA, Hernán. La Inflación. Legis. Bogotá. 1992.

GUJARATI, Damodar N. Basic Econometrics. Third Edition. Mc Graw Hill, Estados Unidos. 1995.

IZQUIERDO, Alejandro, MORON, Eduardo. Métodos para el estudio de series de tiempo en Macroeconomía. Curso de gestión macroeconómica. Banco Mundial y Universidad del Pacifico. 2000.

JUDFGE, GeorgeG, HILL, R. Carter, GRIFFITHS, William e. Undergraduate Econometrics. Second Edition. Copyright John Wiley & Sons, Inc. USA, 2001.

KALMANOVITZ, Salomón. Ensayos sobre banca central, comportamiento, independencia e historia. Grupo Editorial Norma. Bogotá. 2003.

KOZIKOWSKI, Zbigniew. Finanzas Internacionales. Mc Graw Hill. México. 2000.

LEVI, Maurice. Finanzas Internacionales. Tercera Edición. Colombia: McGraw Hill, 1997.

LEVICH, Richard M. International Financial Markets. Segunda edición. Editorial Mc Graw Hill. USA. 2001.

LORA, Eduardo, OCAMPO, José Antonio, STEINER, Roberto. Introducción a la Macroeconomía Colombiana. Tercera Edición. TM Editores, Fedesarrollo. Bogotá. 1994.

OTERO, José María. Econometría Series Temporales y Predicción. Editorial AC. Madrid. 1993.

PARKIN, Michael. Microeconomía. Primera edición en español. Editorial Addison Wesley Longman. México. 1998.

PORTOCARRERO, Juan Carlos. Tasas de Interés, Inflación y Elecciones en Colombia periodo 1982-1998. Trabajo de investigación en economía. [http://www.usb.edu.co/revistas\\_pdf/gestion1\\_economia.pdf](http://www.usb.edu.co/revistas_pdf/gestion1_economia.pdf)

SAMUELSON, Paul A., NORDHAUS, William D. Economía, Decimosexta edición. Editorial Mc Graw Hill. España. 1999.

VAN Horne, James C. Administración Financiera. Décima Edición. Editorial Pearson Educación. México. 1997.

VARGAS, Teresa; HERNANDEZ, Servando y LASTIRE, Miguel. Paridad del Poder de Compra. México, 2001, p. 12-13. ITESM. Maestría en Administración

VELANDIA FLOREZ, Luis Alejandro. Tasa de cambio en Colombia: Bajo el régimen de banda cambiaria. Gestión Fiscal No.8. Agosto. 2000.

WESTON, J. Fred, BRIGHAM, Eugene F. Fundamentos de Administración Financiera. Séptima edición. Editorial Mc Graw Hill. Colombia. 1992.

[www.banrep.gov.co](http://www.banrep.gov.co)

[www.superban.gov.co](http://www.superban.gov.co)

<http://www.federalreserve.gov/releases/h15/data/m/fedfund.txt>

[http://www.dane.gov.co/inf\\_est/inf\\_est.htm](http://www.dane.gov.co/inf_est/inf_est.htm)

[http://stats.bls.gov:80/opub/hom/homch17\\_itc.htm](http://stats.bls.gov:80/opub/hom/homch17_itc.htm)

## ANEXO 1

Tabla 1. Correlograma en nivel del diferencial de Inflación 1975-2003

Date: 10/16/04 Time: 18:07 Sample: 1975:01 2003:12 Included observations: 348						
Autocorrel	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1	0.637	0.637	142.38	0.000
. ***	. .	2	0.380	-0.042	193.33	0.000
. *	* .	3	0.135	-0.153	199.74	0.000
* .	* .	4	-0.064	-0.133	201.17	0.000
* .	. .	5	-0.130	0.020	207.19	0.000
* .	* .	6	-0.184	-0.078	219.28	0.000
* .	. .	7	-0.139	0.043	226.19	0.000
. .	. *	8	-0.027	0.105	226.44	0.000
. *	. **	9	0.155	0.204	235.08	0.000
. ***	. *	10	0.333	0.183	275.01	0.000
. ***	. *	11	0.422	0.110	339.44	0.000
. ****	. *	12	0.465	0.150	417.97	0.000
. ***	. .	13	0.373	0.011	468.58	0.000
. **	. .	14	0.248	0.028	491.03	0.000
. *	* .	15	0.070	-0.064	492.82	0.000
* .	* .	16	-0.103	-0.072	496.70	0.000
** .	* .	17	-0.208	-0.066	512.69	0.000
* .	. *	18	-0.176	0.090	524.18	0.000
* .	. .	19	-0.116	-0.035	529.15	0.000
. .	* .	20	-0.051	-0.094	530.10	0.000
. *	. .	21	0.085	0.034	532.78	0.000
. **	. *	22	0.238	0.108	554.00	0.000
. ***	. *	23	0.385	0.136	609.65	0.000
. ****	. *	24	0.467	0.132	691.70	0.000
. ***	. .	25	0.395	0.026	750.47	0.000
. **	. *	26	0.281	0.075	780.23	0.000
. *	. .	27	0.103	-0.009	784.28	0.000
. .	. .	28	-0.026	0.029	784.53	0.000
* .	. .	29	-0.124	-0.010	790.40	0.000
* .	* .	30	-0.187	-0.060	803.77	0.000
* .	. .	31	-0.168	-0.043	814.60	0.000
* .	. .	32	-0.083	-0.021	817.25	0.000
. *	. .	33	0.069	-0.002	819.07	0.000
. **	. .	34	0.222	0.017	838.10	0.000
. ***	. *	35	0.366	0.113	890.31	0.000
. ****	. *	36	0.472	0.144	977.32	0.000

Tabla 2. Prueba raíz unitaria en nivel del diferencial de inflación 1975-2003 con intercepto

Level, intercept, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-2.246343	1% Critical Value*	-3.4518	
		5% Critical Value	-2.8703	
		10% Critical Value	-2.5714	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INFCOL_INFUSA01)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:09				
Sample(adjusted): 1976:02 2003:12				
Included observations: 335 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFCOL_INFUSA01(-1)	-0.188184	0.083773	-2.246343	0.0254
D(INFCOL_INFUSA01(-1))	-0.275442	0.094238	-2.922824	0.0037
D(INFCOL_INFUSA01(-2))	-0.227570	0.093133	-2.443495	0.0151
D(INFCOL_INFUSA01(-3))	-0.271729	0.091181	-2.980106	0.0031
D(INFCOL_INFUSA01(-4))	-0.401214	0.087553	-4.582528	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-5))	-0.305130	0.083375	-3.659729	0.0003
D(INFCOL_INFUSA01(-6))	-0.368230	0.078074	-4.716441	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-7))	-0.375203	0.073970	-5.072355	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-8))	-0.401430	0.071374	-5.624340	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-9))	-0.312928	0.067121	-4.662182	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-10))	-0.199665	0.063956	-3.121936	0.0020
D(INFCOL_INFUSA01(-11))	-0.159418	0.060379	-2.640301	0.0087
D(INFCOL_INFUSA01(-12))	-0.025082	0.054874	-0.457079	0.6479
C	0.002207	0.001087	2.029021	0.0433
R-squared	0.319310	Mean dependent var	-4.15E-05	
Adjusted R-squared	0.291743	S.D. dependent var	0.008427	
S.E. of regression	0.007092	Akaike info criterion	-7.018898	
Sum squared resid	0.016144	Schwarz criterion	-6.859501	
Log likelihood	1189.665	F-statistic	11.58309	
Durbin-Watson stat	2.000780	Prob(F-statistic)	0.000000	
Ho = P =1, Sigma= 0				
El valor absoluto del estadístico tao ( $\tau$ ) es menor que los valores críticos al 1%, 5% y 10%				
NO Rechazamos Ho Entonces tiene raíz unitaria por lo tanto es NO estacionaria				

Tabla 3. Prueba raíz unitaria en nivel del diferencial de inflación 1975-2003 sin intercepto

Level, sin intercepto, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-0.978909	1% Critical Value*	-2.5717	
		5% Critical Value	-1.9405	
		10% Critical Value	-1.6161	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INFCOL_INFUSA01)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:10				
Sample(adjusted): 1976:02 2003:12				
Included observations: 335 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFCOL_INFUSA01(-1)	-0.029366	0.029998	-0.978909	0.3284
D(INFCOL_INFUSA01(-1))	-0.420582	0.061648	-6.822287	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-2))	-0.363926	0.064791	-5.616966	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-3))	-0.399620	0.066206	-6.036040	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-4))	-0.517830	0.066366	-7.802656	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-5))	-0.406898	0.066923	-6.080098	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-6))	-0.456637	0.065098	-7.014654	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-7))	-0.449440	0.064598	-6.957463	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-8))	-0.463048	0.064903	-7.134504	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-9))	-0.360730	0.063154	-5.711946	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-10))	-0.235948	0.061701	-3.824047	0.0002
D(INFCOL_INFUSA01(-11))	-0.185699	0.059258	-3.133750	0.0019
D(INFCOL_INFUSA01(-12))	-0.042219	0.054482	-0.774914	0.4390
R-squared	0.310580	Mean dependent var	-4.15E-05	
Adjusted R-squared	0.284887	S.D. dependent var	0.008427	
S.E. of regression	0.007126	Akaike info criterion	-7.012124	
Sum squared resid	0.016351	Schwarz criterion	-6.864113	
Log likelihood	1187.531	F-statistic	12.08826	
Durbin-Watson stat	2.004251	Prob(F-statistic)	0.000000	
Ho = P =1, Sigma= 0				
El valor absoluto del estadístico tao ( $\tau$ ) es menor que los valores críticos al 1%, 5% y 10%				
NO Rechazamos Ho Entonces tiene raíz unitaria por lo tanto es NO estacionaria				

Tabla 4. Prueba raíz unitaria en nivel del diferencial de inflación 1975-2003 con intercepto y tendencia.

Level, intercepto y tendencia, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-2.673776	1% Critical Value*	-3.9892	
		5% Critical Value	-3.4248	
		10% Critical Value	-3.1352	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INFCOL_INFUSA01)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:11				
Sample(adjusted): 1976:02 2003:12				
Included observations: 335 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFCOL_INFUSA01(-1)	-0.236014	0.088270	-2.673776	0.0079
D(INFCOL_INFUSA01(-1))	-0.237180	0.096702	-2.452687	0.0147
D(INFCOL_INFUSA01(-2))	-0.193639	0.095048	-2.037266	0.0424
D(INFCOL_INFUSA01(-3))	-0.240814	0.092774	-2.595708	0.0099
D(INFCOL_INFUSA01(-4))	-0.373573	0.088848	-4.204628	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-5))	-0.282912	0.084189	-3.360443	0.0009
D(INFCOL_INFUSA01(-6))	-0.349910	0.078616	-4.450848	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-7))	-0.360539	0.074278	-4.853903	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-8))	-0.389744	0.071513	-5.449975	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-9))	-0.305338	0.067084	-4.551544	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-10))	-0.195233	0.063830	-3.058618	0.0024
D(INFCOL_INFUSA01(-11))	-0.157421	0.060220	-2.614073	0.0094
D(INFCOL_INFUSA01(-12))	-0.023857	0.054725	-0.435946	0.6632
C	0.004066	0.001551	2.621983	0.0092
@TREND(1975:01)	-7.11E-06	4.24E-06	-1.677441	0.0944
R-squared	0.325243	Mean dependent var	-4.15E-05	
Adjusted R-squared	0.295722	S.D. dependent var	0.008427	
S.E. of regression	0.007072	Akaike info criterion	-7.021682	
Sum squared resid	0.016003	Schwarz criterion	-6.850901	
Log likelihood	1191.132	F-statistic	11.01749	
Durbin-Watson stat	1.999092	Prob(F-statistic)	0.000000	
<b>Ho = P = 1, Sigma= 0</b>				
El valor absoluto del estadístico tau ( $\tau$ ) es menor que los valores críticos al 1%, 5% y 10%				
<b>NO Rechazamos Ho Entonces tiene raíz unitaria por lo tanto es NO estacionaria</b>				

Tabla 5. Correlograma en 1ra diferencia del diferencial de Inflación 1975-2003

		Date: 10/16/04 Time: 18:13 Sample: 1975:01 2003:12 Included observations: 347					
Autocorrel	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		
* .	* .	1	-0.140	-0.140	68.712	0.009	
. .	. .	2	-0.023	-0.044	70.628	0.029	
* .	* .	3	-0.065	-0.076	85.486	0.036	
* .	** .	4	-0.178	-0.206	19.782	0.001	
. .	* .	5	-0.011	-0.082	19.826	0.001	
* .	* .	6	-0.135	-0.188	26.299	0.000	
* .	** .	7	-0.093	-0.212	29.401	0.000	
* .	** .	8	-0.100	-0.275	32.968	0.000	
. .	** .	9	0.006	-0.220	32.979	0.000	
. *	* .	10	0.125	-0.127	38.635	0.000	
. .	* .	11	0.062	-0.155	40.042	0.000	
. *	. .	12	0.178	-0.018	51.527	0.000	
. .	. .	13	0.047	-0.030	52.317	0.000	
. *	. .	14	0.073	0.060	54.269	0.000	
. .	. .	15	-0.006	0.058	54.281	0.000	
* .	. .	16	-0.089	0.046	57.188	0.000	
** .	* .	17	-0.198	-0.121	71.592	0.000	
. .	. .	18	-0.039	0.008	72.162	0.000	
. .	. .	19	0.000	0.064	72.162	0.000	
* .	* .	20	-0.100	-0.074	75.867	0.000	
. .	* .	21	-0.024	-0.137	76.087	0.000	
. .	* .	22	0.004	-0.158	76.094	0.000	
. *	* .	23	0.098	-0.133	79.680	0.000	
. **	. .	24	0.209	-0.031	96.041	0.000	
. .	* .	25	0.052	-0.088	97.055	0.000	
. *	. .	26	0.085	0.000	99.771	0.000	
* .	* .	27	-0.083	-0.059	102.38	0.000	
. .	. .	28	-0.031	-0.008	102.73	0.000	
. .	. .	29	-0.041	0.038	103.37	0.000	
* .	. .	30	-0.105	0.025	107.56	0.000	
* .	. .	31	-0.086	0.002	110.37	0.000	
* .	. .	32	-0.093	-0.013	113.70	0.000	
. .	. .	33	0.001	-0.032	113.70	0.000	
. .	* .	34	0.011	-0.121	113.74	0.000	
. .	* .	35	0.049	-0.145	114.69	0.000	
. **	. *	36	0.304	0.165	150.73	0.000	

Tabla 6. Prueba raíz unitaria en 1ra diferencia del diferencial de inflación 1975-2003 con intercepto

1ra difference, intercep, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-9.684514	1% Critical Value*		-3.4518
		5% Critical Value		-2.8704
		10% Critical Value		-2.5714
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INFCOL_INFUSA01,2)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:13				
Sample(adjusted): 1976:03 2003:12				
Included observations: 334 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INFCOL_INFUSA01(-1))	-5.790132	0.597875	-9.684514	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-1),2)	4.340711	0.571368	7.597043	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-2),2)	3.940414	0.533811	7.381667	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-3),2)	3.503781	0.490780	7.139214	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-4),2)	2.943849	0.442232	6.656799	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-5),2)	2.491369	0.389263	6.400223	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-6),2)	1.991394	0.337577	5.899073	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-7),2)	1.501708	0.286532	5.240980	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-8),2)	1.003875	0.236295	4.248396	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-9),2)	0.604822	0.184955	3.270097	0.0012
D(INFCOL_INFUSA01(-10),2)	0.338396	0.138988	2.434708	0.0155
D(INFCOL_INFUSA01(-11),2)	0.126336	0.096423	1.310223	0.1911
D(INFCOL_INFUSA01(-12),2)	0.056056	0.054663	1.025469	0.3059
C	-8.03E-05	0.000391	-0.205227	0.8375
R-squared	0.699240	Mean dependent var		7.71E-06
Adjusted R-squared	0.687021	S.D. dependent var		0.012774
S.E. of regression	0.007147	Akaike info criterion		-7.003354
Sum squared resid	0.016344	Schwarz criterion		-6.843605
Log likelihood	1183.560	F-statistic		57.22848
Durbin-Watson stat	1.995013	Prob(F-statistic)		0.000000
Ho = P =1, Sigma= 0				
El valor absoluto del estadístico tau ( $\tau$ ) es mayor que los valores críticos al 1%, 5% y 10%				
Rechazamos Ho Entonces NO tiene raíz unitaria por lo tanto es Estacionaria				

Tabla 7. Prueba raíz unitaria en 1ra diferencia del diferencial de inflación 1975-2003 sin intercepto

1ra difference, sin intercepto, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-9.696824	1% Critical Value*	-2.5718	
		5% Critical Value	-1.9405	
		10% Critical Value	-1.6161	
*Mackinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INFCOL_INFUSA01,2)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:14				
Sample(adjusted): 1976:03 2003:12				
Included observations: 334 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INFCOL_INFUSA01(-1	-5.787671	0.596863	-9.696824	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-14	.338382	0.570403	7.605822	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-2	3.938230	0.532908	7.390077	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-3	3.501759	0.489948	7.147203	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-4	2.942031	0.441483	6.663973	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-5	2.489806	0.388607	6.406998	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-6	1.990040	0.337009	5.905006	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-7	1.500523	0.286046	5.245740	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-8	1.002845	0.235889	4.251343	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-9	0.604035	0.184639	3.271428	0.0012
D(INFCOL_INFUSA01(-10	.337858	0.138756	2.434910	0.0154
D(INFCOL_INFUSA01(-10	.126015	0.096266	1.309019	0.1915
D(INFCOL_INFUSA01(-10	.055897	0.054576	1.024206	0.3065
R-squared	0.699200	Mean dependent var	7.71E-06	
Adjusted R-squared	0.687955	S.D. dependent var	0.012774	
S.E. of regression	0.007136	Akaike info criterion	-7.009210	
Sum squared resid	0.016346	Schwarz criterion	-6.860872	
Log likelihood	1183.538	F-statistic	62.17956	
Durbin-Watson stat	1.995028	Prob(F-statistic)	0.000000	
Ho = P =1, Sigma= 0				
El valor absoluto del estadístico tao ( $\tau$ ) es mayor que los valores críticos al 1%, 5% y 10%				
Rechazamos Ho Entonces NO tiene raíz unitaria por lo tanto es Estacionaria				

Tabla 8. Prueba raíz unitaria en 1ra diferencia del diferencial de inflación 1975-2003 con intercepto y tendencia

1ra difference, intercepto y tendencia, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-9.723362	1% Critical Value*		-3.9892
		5% Critical Value		-3.4249
		10% Critical Value		-3.1352
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INFCOL_INFUSA01,2)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:14				
Sample(adjusted): 1976:03 2003:12				
Included observations: 334 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INFCOL_INFUSA01(-1))	-5.844477	0.601076	-9.723362	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-1),2)	4.392593	0.574421	7.646992	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-2),2)	3.988317	0.536600	7.432570	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-3),2)	3.547062	0.493261	7.191041	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-4),2)	2.982320	0.444411	6.710719	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-5),2)	2.524734	0.391129	6.454995	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-6),2)	2.019492	0.339109	5.955288	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-7),2)	1.524710	0.287747	5.298783	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-8),2)	1.022041	0.237220	4.308408	0.0000
D(INFCOL_INFUSA01(-9),2)	0.618171	0.185600	3.330664	0.0010
D(INFCOL_INFUSA01(-10),2)	0.347434	0.139389	2.492549	0.0132
D(INFCOL_INFUSA01(-11),2)	0.131704	0.096635	1.362909	0.1739
D(INFCOL_INFUSA01(-12),2)	0.058010	0.054722	1.060083	0.2899
C	0.000583	0.000833	0.700093	0.4844
@TREND(1975:01)	-3.68E-06	4.08E-06	-0.902125	0.3677
R-squared	0.700005	Mean dependent var		7.71E-06
Adjusted R-squared	0.686839	S.D. dependent var		0.012774
S.E. of regression	0.007149	Akaike info criterion		-6.999914
Sum squared resid	0.016302	Schwarz criterion		-6.828755
Log likelihood	1183.986	F-statistic		53.16795
Durbin-Watson stat	1.995010	Prob(F-statistic)		0.000000
Ho = P = 1, Sigma= 0				
El valor absoluto del estadístico tau ( $\tau$ ) es mayor que los valores críticos al 1%, 5% y 10%				
Rechazamos Ho Entonces NO tiene raíz unitaria por lo tanto es Estacionaria				

Tabla 9. Correlograma en nivel de la variación de tasa de cambio 1975-2003

Date: 10/16/04 Time: 18:17						
Sample: 1975:01 2003:12						
Included observations: 348						
Autocorrel	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. ***	. ***	1	0.415	0.415	60394,00	0.000
. **	. .	2	0.198	0.031	74164,00	0.000
. *	. .	3	0.098	0.007	77568,00	0.000
. *	. *	4	0.140	0.112	84556,00	0.000
. .	* .	5	0.049	-0.060	85394,00	0.000
. .	. .	6	0.054	0.040	86424,00	0.000
. *	. *	7	0.097	0.079	89757,00	0.000
. **	. *	8	0.206	0.150	104.89	0.000
. *	* .	9	0.077	-0.084	107.04	0.000
. *	. *	10	0.108	0.087	111.24	0.000
. *	. .	11	0.096	0.022	114.58	0.000
. *	. *	12	0.186	0.118	127.15	0.000
. .	* .	13	-0.002	-0.150	127.15	0.000
* .	* .	14	-0.093	-0.109	130.30	0.000
. .	. .	15	-0.040	0.040	130.89	0.000
. *	. *	16	0.106	0.106	135.01	0.000
. *	. .	17	0.075	0.021	137.10	0.000
. *	. .	18	0.083	0.020	139.66	0.000
. *	. *	19	0.135	0.089	146.38	0.000
. **	. *	20	0.232	0.111	166.33	0.000
. *	. .	21	0.120	0.010	171.66	0.000
. *	. .	22	0.110	0.055	176.15	0.000
. *	. .	23	0.117	0.042	181.32	0.000
. **	. *	24	0.209	0.108	197.77	0.000
. .	* .	25	0.027	-0.116	198.04	0.000
. .	. .	26	0.015	0.016	198.12	0.000
. *	. .	27	0.084	0.043	200.80	0.000
. *	. .	28	0.129	-0.040	207.15	0.000
. .	. .	29	0.054	-0.019	208.27	0.000
. *	. .	30	0.077	0.046	210.55	0.000
. *	. .	31	0.092	0.017	213.81	0.000
. *	* .	32	0.069	-0.085	215.63	0.000
* .	* .	33	-0.087	-0.086	218.54	0.000
. .	. .	34	-0.038	0.041	219.11	0.000
. .	. *	35	0.060	0.095	220.52	0.000
. *	. .	36	0.145	0.055	228.72	0.000

Tabla 10. Prueba raíz unitaria en nivel de la variación de la tasa de cambio 1975-2003 con intercepto

Level, intercep, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-3.515335	1% Critical Value*	-3.4518	
		5% Critical Value	-2.8703	
		10% Critical Value	-2.5714	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VARTRM)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:17				
Sample(adjusted): 1976:02 2003:12				
Included observations: 335 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VARTRM(-1)	-0.366481	0.104252	-3.515335	0.0005
D(VARTRM(-1))	-0.203319	0.109381	-1.858807	0.0640
D(VARTRM(-2))	-0.201112	0.107437	-1.871912	0.0621
D(VARTRM(-3))	-0.219874	0.105718	-2.079808	0.0383
D(VARTRM(-4))	-0.142304	0.102864	-1.383417	0.1675
D(VARTRM(-5))	-0.169499	0.100895	-1.679946	0.0939
D(VARTRM(-6))	-0.176232	0.096420	-1.827743	0.0685
D(VARTRM(-7))	-0.147306	0.091294	-1.613538	0.1076
D(VARTRM(-8))	0.021936	0.086274	0.254263	0.7995
D(VARTRM(-9))	-0.076290	0.081061	-0.941149	0.3473
D(VARTRM(-10))	-0.001593	0.073464	-0.021690	0.9827
D(VARTRM(-11))	-0.021014	0.065874	-0.319002	0.7499
D(VARTRM(-12))	0.157580	0.056582	2.784988	0.0057
C	0.004838	0.001631	2.966855	0.0032
R-squared	0.360152	Mean dependent var	-6.27E-05	
Adjusted R-squared	0.334239	S.D. dependent var	0.017380	
S.E. of regression	0.014181	Akaike info criterion	-5.632948	
Sum squared resid	0.064552	Schwarz criterion	-5.473552	
Log likelihood	957.5188	F-statistic	13.89859	
Durbin-Watson stat	2.022007	Prob(F-statistic)	0.000000	
Ho = P =1, Sigma= 0				
El valor absoluto del estadístico tao ( $\tau$ ) es mayor que los valores críticos al 1%, 5% y 10%				
Rechazamos Ho Entonces NO tiene raíz unitaria por lo tanto es Estacionaria				

Tabla 11. Prueba raíz unitaria en nivel de la variación de la tasa de cambio 1975-2003 sin intercepto

Level, sin intercepto, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-1.881440	1% Critical Value*	-2.5717	
		5% Critical Value	-1.9405	
		10% Critical Value	-1.6161	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VARTRM)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:18				
Sample(adjusted): 1976:02 2003:12				
Included observations: 335 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VARTRM(-1)	-0.094355	0.050150	-1.881440	0.0608
D(VARTRM(-1))	-0.452046	0.071102	-6.357691	0.0000
D(VARTRM(-2))	-0.431456	0.075156	-5.740829	0.0000
D(VARTRM(-3))	-0.433559	0.078320	-5.535743	0.0000
D(VARTRM(-4))	-0.334900	0.080754	-4.147148	0.0000
D(VARTRM(-5))	-0.346159	0.082432	-4.199308	0.0000
D(VARTRM(-6))	-0.331724	0.081907	-4.049996	0.0001
D(VARTRM(-7))	-0.279904	0.080565	-3.474270	0.0006
D(VARTRM(-8))	-0.087829	0.078877	-1.113496	0.2663
D(VARTRM(-9))	-0.168227	0.075806	-2.219190	0.0272
D(VARTRM(-10))	-0.070113	0.070580	-0.993388	0.3213
D(VARTRM(-11))	-0.068567	0.064664	-1.060351	0.2898
D(VARTRM(-12))	0.129965	0.056483	2.300945	0.0220
R-squared	0.342607	Mean dependent var	-6.27E-05	
Adjusted R-squared	0.318107	S.D. dependent var	0.017380	
S.E. of regression	0.014352	Akaike info criterion	-5.611866	
Sum squared resid	0.066323	Schwarz criterion	-5.463855	
Log likelihood	952.9876	F-statistic	13.98443	
Durbin-Watson stat	2.010518	Prob(F-statistic)	0.000000	
Ho = P = 1, Sigma = 0				
El valor absoluto del estadístico tau ( $\tau$ ) es menor que los valores críticos al 1% y 5%				
NO Rechazamos Ho Entonces tiene raíz unitaria por lo tanto es NO estacionaria				

Tabla 12. Prueba raíz unitaria en nivel de la variación de la tasa de cambio 1975-2003 con intercepto y tendencia

Level, intercepto y tendencia, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-3.508247	1% Critical Value*	-3.9892	
		5% Critical Value	-3.4248	
		10% Critical Value	-3.1352	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VARTRM)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:20				
Sample(adjusted): 1976:02 2003:12				
Included observations: 335 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VARTRM(-1)	-0.366080	0.104348	-3.508247	0.0005
D(VARTRM(-1))	-0.204804	0.109505	-1.870281	0.0624
D(VARTRM(-2))	-0.202845	0.107567	-1.885750	0.0602
D(VARTRM(-3))	-0.222093	0.105870	-2.097793	0.0367
D(VARTRM(-4))	-0.144721	0.103025	-1.404711	0.1611
D(VARTRM(-5))	-0.171943	0.101058	-1.701440	0.0898
D(VARTRM(-6))	-0.178887	0.096595	-1.851928	0.0650
D(VARTRM(-7))	-0.149987	0.091471	-1.639731	0.1020
D(VARTRM(-8))	0.019518	0.086433	0.225822	0.8215
D(VARTRM(-9))	-0.078137	0.081184	-0.962470	0.3365
D(VARTRM(-10))	-0.002958	0.073561	-0.040207	0.9680
D(VARTRM(-11))	-0.021732	0.065943	-0.329551	0.7420
D(VARTRM(-12))	0.157223	0.056636	2.776041	0.0058
C	0.005767	0.002174	2.652838	0.0084
@TREND(1975:01)	-5.20E-06	8.03E-06	-0.647254	0.5179
R-squared	0.360989	Mean dependent var	-6.27E-05	
Adjusted R-squared	0.333032	S.D. dependent var	0.017380	
S.E. of regression	0.014194	Akaike info criterion	-5.628286	
Sum squared resid	0.064468	Schwarz criterion	-5.457504	
Log likelihood	957.7380	F-statistic	12.91239	
Durbin-Watson stat	2.022405	Prob(F-statistic)	0.000000	
Ho = P = 1, Sigma= 0				
El valor absoluto del estadístico tao ( $\tau$ ) es menor que el valor críticos al 1%				
NO Rechazamos Ho Entonces tiene raíz unitaria por lo tanto es NO estacionaria				

Tabla 13. Correlograma en 1ra diferencia de la variación de tasa de cambio 1975-2003

Date: 10/16/04 Time: 18:22						
Sample: 1975:01 2003:12						
Included observations: 347						
Autocorrel	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
** .	** .	1	-0.316	-0.316	34867,00	0.000
* .	** .	2	-0.095	-0.216	38037,00	0.000
* .	** .	3	-0.128	-0.271	43798,00	0.000
. *	* .	4	0.119	-0.067	48789,00	0.000
* .	* .	5	-0.082	-0.152	51141,00	0.000
. .	* .	6	-0.038	-0.177	51659,00	0.000
* .	** .	7	-0.060	-0.224	52942,00	0.000
. **	. .	8	0.207	0.021	68290,00	0.000
* .	* .	9	-0.133	-0.144	74619,00	0.000
. .	* .	10	0.039	-0.068	75167,00	0.000
* .	* .	11	-0.082	-0.143	77585,00	0.000
. **	. *	12	0.239	0.125	98261,00	0.000
* .	. .	13	-0.102	0.051	102.04	0.000
* .	* .	14	-0.106	-0.074	106.16	0.000
* .	* .	15	-0.078	-0.126	108.37	0.000
. *	. .	16	0.157	-0.027	117.37	0.000
. .	. .	17	-0.032	-0.016	117.74	0.000
. .	* .	18	-0.047	-0.093	118.56	0.000
. .	* .	19	-0.040	-0.104	119.15	0.000
. *	. .	20	0.173	-0.009	130.25	0.000
* .	. .	21	-0.087	-0.051	133.04	0.000
. .	. .	22	-0.014	-0.043	133.12	0.000
* .	* .	23	-0.077	-0.110	135.34	0.000
. **	. *	24	0.240	0.114	156.89	0.000
* .	. .	25	-0.147	-0.018	165.00	0.000
* .	. .	26	-0.070	-0.051	166.84	0.000
. .	. .	27	0.026	0.037	167.10	0.000
. *	. .	28	0.098	0.005	170.71	0.000
* .	. .	29	-0.083	-0.054	173.33	0.000
. .	. .	30	0.002	-0.017	173.33	0.000
. .	. *	31	0.040	0.089	173.95	0.000
. *	. *	32	0.116	0.082	179.09	0.000
* .	. .	33	-0.176	-0.047	191.08	0.000
. .	* .	34	-0.047	-0.104	191.93	0.000
. .	. .	35	0.018	-0.051	192.06	0.000
. *	. .	36	0.126	-0.035	198.22	0.000

Tabla 14. Prueba raíz unitaria 1ra diferencia de la variación de la tasa de cambio 1975-2003 con intercepto

1ra difference, intercep, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-6.582503	1% Critical Value*	-3.4518	
		5% Critical Value	-2.8704	
		10% Critical Value	-2.5714	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VARTRM,2)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:23				
Sample(adjusted): 1976:03 2003:12				
Included observations: 334 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VARTRM(-1))	-4.199668	0.638005	-6.582503	0.0000
D(VARTRM(-1),2)	2.656219	0.618405	4.295271	0.0000
D(VARTRM(-2),2)	2.150150	0.586100	3.668574	0.0003
D(VARTRM(-3),2)	1.650410	0.545939	3.023070	0.0027
D(VARTRM(-4),2)	1.261834	0.498625	2.530626	0.0119
D(VARTRM(-5),2)	0.863385	0.447483	1.929426	0.0546
D(VARTRM(-6),2)	0.499079	0.389242	1.282183	0.2007
D(VARTRM(-7),2)	0.197164	0.330059	0.597358	0.5507
D(VARTRM(-8),2)	0.094547	0.271767	0.347898	0.7281
D(VARTRM(-9),2)	-0.082857	0.214768	-0.385798	0.6999
D(VARTRM(-10),2)	-0.148091	0.157868	-0.938069	0.3489
D(VARTRM(-11),2)	-0.205687	0.106177	-1.937210	0.0536
D(VARTRM(-12),2)	-0.054726	0.058373	-0.937518	0.3492
C	-0.000203	0.000791	-0.256031	0.7981
R-squared	0.748188	Mean dependent var	-1.78E-05	
Adjusted R-squared	0.737958	S.D. dependent var	0.028234	
S.E. of regression	0.014453	Akaike info criterion	-5.594808	
Sum squared resid	0.066845	Schwarz criterion	-5.435059	
Log likelihood	948.3329	F-statistic	73.13752	
Durbin-Watson stat	1.987812	Prob(F-statistic)	0.000000	
Ho = P =1, Sigma= 0				
El valor absoluto del estadístico tao ( $\tau$ ) es mayor que los valores críticos al 1%, 5% y 10%				
Rechazamos Ho Entonces NO tiene raíz unitaria por lo tanto es Estacionaria				

Tabla 15. Prueba raíz unitaria 1ra diferencia de la variación de la tasa de cambio 1975-2003 sin intercepto

1ra difference, sin intercepto, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-6.587590	1% Critical Value*		-2.5718
		5% Critical Value		-1.9405
		10% Critical Value		-1.6161
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VARTRM,2)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:24				
Sample(adjusted): 1976:03 2003:12				
Included observations: 334 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VARTRM(-1))	-4.195270	0.636844	-6.587590	0.0000
D(VARTRM(-1),2)	2.651974	0.617283	4.296207	0.0000
D(VARTRM(-2),2)	2.146140	0.585037	3.668383	0.0003
D(VARTRM(-3),2)	1.646741	0.544955	3.021790	0.0027
D(VARTRM(-4),2)	1.258561	0.497735	2.528576	0.0119
D(VARTRM(-5),2)	0.860503	0.446690	1.926401	0.0549
D(VARTRM(-6),2)	0.496700	0.388564	1.278296	0.2021
D(VARTRM(-7),2)	0.195320	0.329500	0.592777	0.5537
D(VARTRM(-8),2)	0.093194	0.271319	0.343486	0.7315
D(VARTRM(-9),2)	-0.083819	0.214422	-0.390905	0.6961
D(VARTRM(-10),2)	-0.148718	0.157619	-0.943530	0.3461
D(VARTRM(-11),2)	-0.206101	0.106010	-1.944172	0.0527
D(VARTRM(-12),2)	-0.054960	0.058281	-0.943011	0.3464
R-squared	0.748136	Mean dependent var		-1.78E-05
Adjusted R-squared	0.738721	S.D. dependent var		0.028234
S.E. of regression	0.014432	Akaike info criterion		-5.600591
Sum squared resid	0.066859	Schwarz criterion		-5.452253
Log likelihood	948.2987	F-statistic		79.45816
Durbin-Watson stat	1.987687	Prob(F-statistic)		0.000000
Ho = P =1, Sigma= 0				
El valor absoluto del estadístico tao ( $\tau$ ) es mayor que los valores críticos al 1%, 5% y 10%				
Rechazamos Ho Entonces NO tiene raíz unitaria por lo tanto es Estacionaria				

Tabla 16. Prueba raíz unitaria 1ra diferencia de la variación de la tasa de cambio 1975-2003 con intercepto y tendencia

1ra difference, intercepto y tendencia, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-6.601568	1% Critical Value*		-3.9892
		5% Critical Value		-3.4249
		10% Critical Value		-3.1352
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VARTRM,2)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:25				
Sample(adjusted): 1976:03 2003:12				
Included observations: 334 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VARTRM(-1))	-4.223851	0.639825	-6.601568	0.0000
D(VARTRM(-1),2)	2.679352	0.620140	4.320561	0.0000
D(VARTRM(-2),2)	2.171811	0.587718	3.695330	0.0003
D(VARTRM(-3),2)	1.670054	0.547395	3.050912	0.0025
D(VARTRM(-4),2)	1.279157	0.499898	2.558837	0.0110
D(VARTRM(-5),2)	0.878379	0.448576	1.958151	0.0511
D(VARTRM(-6),2)	0.511310	0.390123	1.310637	0.1909
D(VARTRM(-7),2)	0.206529	0.330728	0.624467	0.5328
D(VARTRM(-8),2)	0.101299	0.272250	0.372081	0.7101
D(VARTRM(-9),2)	-0.078205	0.215108	-0.363560	0.7164
D(VARTRM(-10),2)	-0.145198	0.158090	-0.918451	0.3591
D(VARTRM(-11),2)	-0.203923	0.106318	-1.918051	0.0560
D(VARTRM(-12),2)	-0.053876	0.058446	-0.921811	0.3573
C	0.000713	0.001682	0.423718	0.6721
@TREND(1975:01)	-5.08E-06	8.23E-06	-0.616843	0.5378
R-squared	0.748488	Mean dependent var		-1.78E-05
Adjusted R-squared	0.737450	S.D. dependent var		0.028234
S.E. of regression	0.014467	Akaike info criterion		-5.590012
Sum squared resid	0.066766	Schwarz criterion		-5.418853
Log likelihood	948.5320	F-statistic		67.80911
Durbin-Watson stat	1.988180	Prob(F-statistic)		0.000000
Ho = P =1, Sigma= 0				
El valor absoluto del estadístico tau ( $\tau$ ) es mayor que los valores críticos al 1%, 5% y 10%				
Rechazamos Ho Entonces NO tiene raíz unitaria por lo tanto es Estacionaria				

Tabla 17. Correlograma en nivel del diferencial de interés 1980-2003

		Date: 10/16/04	Time: 18:27			
		Sample: 1980:05 2003:12				
		Included observations: 284				
Autocorrel	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.601	0.601	103.73	0.000
. **	* .	2	0.272	-0.139	125.10	0.000
. .	* .	3	-0.014	-0.186	125.15	0.000
** .	** .	4	-0.251	-0.211	143.46	0.000
*** .	* .	5	-0.366	-0.122	182.39	0.000
*** .	* .	6	-0.399	-0.135	228.87	0.000
*** .	* .	7	-0.357	-0.114	266.22	0.000
** .	. .	8	-0.212	-0.008	279.49	0.000
. .	. *	9	0.012	0.102	279.53	0.000
. **	. *	10	0.219	0.098	293.69	0.000
. ***	. **	11	0.416	0.203	345.17	0.000
. ****	. *	12	0.480	0.120	413.98	0.000
. ***	. .	13	0.344	-0.052	449.48	0.000
. *	. .	14	0.161	-0.001	457.26	0.000
. .	. .	15	-0.040	-0.011	457.76	0.000
** .	* .	16	-0.277	-0.148	481.04	0.000
*** .	* .	17	-0.405	-0.078	530.91	0.000
*** .	. .	18	-0.424	-0.049	585.89	0.000
*** .	. .	19	-0.324	0.010	618.13	0.000
** .	* .	20	-0.220	-0.152	633.00	0.000
. .	. .	21	-0.016	0.016	633.08	0.000
. **	. .	22	0.204	0.064	645.97	0.000
. ***	. .	23	0.352	0.021	684.49	0.000
. ****	. **	24	0.501	0.238	762.91	0.000
. ***	* .	25	0.360	-0.101	803.65	0.000
. *	. .	26	0.188	0.049	814.80	0.000
. .	. .	27	-0.037	-0.032	815.23	0.000
** .	. .	28	-0.238	0.007	833.15	0.000
*** .	. .	29	-0.347	-0.005	871.51	0.000
*** .	* .	30	-0.410	-0.135	925.19	0.000
*** .	. .	31	-0.369	-0.039	968.81	0.000
** .	. .	32	-0.209	0.026	982.86	0.000
. .	. .	33	0.020	0.006	982.99	0.000
. **	. *	34	0.248	0.069	1002.9	0.000
. ***	. .	35	0.412	0.053	1058.3	0.000
. ****	. *	36	0.512	0.161	1144.3	0.000

Tabla 18. Prueba raíz unitaria en nivel del diferencial de interés 1980-2003 con intercepto

Level, intercep, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-3.560975	1% Critical Value*	-3.4561	
		5% Critical Value	-2.8723	
		10% Critical Value	-2.5725	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INTCOL_INTUSA01)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:28				
Sample(adjusted): 1981:06 2003:12				
Included observations: 271 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INTCOL_INTUSA01(-1)	-0.522656	0.146773	-3.560975	0.0004
D(INTCOL_INTUSA01(-1))	0.075551	0.146793	0.514676	0.6072
D(INTCOL_INTUSA01(-2))	-0.001803	0.141561	-0.012734	0.9898
D(INTCOL_INTUSA01(-3))	-0.003491	0.133223	-0.026202	0.9791
D(INTCOL_INTUSA01(-4))	-0.141566	0.124803	-1.134312	0.2577
D(INTCOL_INTUSA01(-5))	-0.123429	0.114353	-1.079372	0.2814
D(INTCOL_INTUSA01(-6))	-0.191755	0.104225	-1.839817	0.0669
D(INTCOL_INTUSA01(-7))	-0.227257	0.095598	-2.377204	0.0182
D(INTCOL_INTUSA01(-8))	-0.287869	0.087622	-3.285365	0.0012
D(INTCOL_INTUSA01(-9))	-0.209353	0.079310	-2.639667	0.0088
D(INTCOL_INTUSA01(-10))	-0.246739	0.072918	-3.383803	0.0008
D(INTCOL_INTUSA01(-11))	-0.080614	0.067644	-1.191742	0.2345
D(INTCOL_INTUSA01(-12))	0.044172	0.060586	0.729085	0.4666
C	0.001891	0.000653	2.894958	0.0041
R-squared	0.370120	Mean dependent var	1.57E-05	
Adjusted R-squared	0.338258	S.D. dependent var	0.007616	
S.E. of regression	0.006195	Akaike info criterion	-7.279724	
Sum squared resid	0.009865	Schwarz criterion	-7.093637	
Log likelihood	1000.403	F-statistic	11.61645	
Durbin-Watson stat	2.006277	Prob(F-statistic)	0.000000	
Ho = P = 1, Sigma = 0				
El valor absoluto del estadístico tau ( $\tau$ ) es mayor que los valores críticos al 1%, 5% y 10%				
Rechazamos Ho Entonces NO tiene raíz unitaria por lo tanto es Estacionaria				

Tabla 19. Prueba raíz unitaria en nivel del diferencial de interés 1980-2003 sin intercepto

Level, sin intercepto, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-2.044708	1% Critical Value*	-2.5732	
		5% Critical Value	-1.9408	
		10% Critical Value	-1.6163	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INTCOL_INTUSA01)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:29				
Sample(adjusted): 1981:06 2003:12				
Included observations: 271 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INTCOL_INTUSA01(-1)	-0.175438	0.085801	-2.044708	0.0419
D(INTCOL_INTUSA01(-1))	-0.241249	0.099231	-2.431192	0.0157
D(INTCOL_INTUSA01(-2))	-0.300254	0.098390	-3.051675	0.0025
D(INTCOL_INTUSA01(-3))	-0.276888	0.095300	-2.905433	0.0040
D(INTCOL_INTUSA01(-4))	-0.390504	0.091736	-4.256834	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-5))	-0.341390	0.087292	-3.910897	0.0001
D(INTCOL_INTUSA01(-6))	-0.380127	0.082574	-4.603462	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-7))	-0.387135	0.079141	-4.891720	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-8))	-0.419407	0.075984	-5.519671	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-9))	-0.309684	0.072350	-4.280341	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-10))	-0.321626	0.069143	-4.651587	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-11))	-0.131740	0.066226	-1.989262	0.0477
D(INTCOL_INTUSA01(-12))	0.012872	0.060460	0.212907	0.8316
R-squared	0.349579	Mean dependent var	1.57E-05	
Adjusted R-squared	0.319327	S.D. dependent var	0.007616	
S.E. of regression	0.006283	Akaike info criterion	-7.255014	
Sum squared resid	0.010186	Schwarz criterion	-7.082219	
Log likelihood	996.0545	F-statistic	11.55552	
Durbin-Watson stat	2.005034	Prob(F-statistic)	0.000000	
Ho = P =1, Sigma= 0				
El valor absoluto del estadístico tao ( $\tau$ ) es menor que el valor crítico al 1%				
NO Rechazamos Ho Entonces tiene raíz unitaria por lo tanto es NO estacionaria				

Tabla 20. Prueba raíz unitaria en nivel del diferencial de interés 1980-2003 con intercepto y tendencia

Level, intercepto y tendencia, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-3.627621	1% Critical Value*	-3.9953	
		5% Critical Value	-3.4277	
		10% Critical Value	-3.1369	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INTCOL_INTUSA01)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:30				
Sample(adjusted): 1981:06 2003:12				
Included observations: 271 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INTCOL_INTUSA01(-1)	-0.536739	0.147959	-3.627621	0.0003
D(INTCOL_INTUSA01(-1))	0.087788	0.147715	0.594306	0.5528
D(INTCOL_INTUSA01(-2))	0.009594	0.142398	0.067377	0.9463
D(INTCOL_INTUSA01(-3))	0.007020	0.133983	0.052398	0.9583
D(INTCOL_INTUSA01(-4))	-0.132025	0.125477	-1.052187	0.2937
D(INTCOL_INTUSA01(-5))	-0.114808	0.114956	-0.998718	0.3189
D(INTCOL_INTUSA01(-6))	-0.184594	0.104695	-1.763167	0.0791
D(INTCOL_INTUSA01(-7))	-0.221469	0.095949	-2.308204	0.0218
D(INTCOL_INTUSA01(-8))	-0.283363	0.087871	-3.224761	0.0014
D(INTCOL_INTUSA01(-9))	-0.205424	0.079524	-2.583167	0.0103
D(INTCOL_INTUSA01(-10))	-0.244068	0.073049	-3.341144	0.0010
D(INTCOL_INTUSA01(-11))	-0.078772	0.067734	-1.162962	0.2459
D(INTCOL_INTUSA01(-12))	0.044659	0.060633	0.736548	0.4621
C	0.002509	0.001020	2.460247	0.0145
@TREND(1980:05)	-3.83E-06	4.85E-06	-0.789854	0.4303
R-squared	0.371651	Mean dependent var	1.57E-05	
Adjusted R-squared	0.337288	S.D. dependent var	0.007616	
S.E. of regression	0.006200	Akaike info criterion	-7.274778	
Sum squared resid	0.009841	Schwarz criterion	-7.075399	
Log likelihood	1000.732	F-statistic	10.81548	
Durbin-Watson stat	2.007493	Prob(F-statistic)	0.000000	
Ho = P = 1, Sigma = 0				
El valor absoluto del estadístico tao ( $\tau$ ) es menor que el valor crítico al 1%				
NO Rechazamos Ho Entonces tiene raíz unitaria por lo tanto es NO estacionaria				

Tabla 21. Correlograma en 1ra diferencia del diferencial de interés 1980-2003

Date: 10/16/04 Time: 18:33						
Sample: 1980:05 2003:12						
Included observations: 283						
Autocorrel	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
* .	* .	1	-0.068	-0.068	13187,00	0.251
* .	* .	2	-0.059	-0.064	23176,00	0.314
. .	* .	3	-0.052	-0.062	31113,00	0.375
* .	* .	4	-0.164	-0.179	10904,00	0.028
* .	* .	5	-0.107	-0.149	14246,00	0.014
* .	* .	6	-0.096	-0.160	16956,00	0.009
* .	** .	7	-0.128	-0.222	21727,00	0.003
* .	** .	8	-0.111	-0.275	25337,00	0.001
. .	** .	9	0.023	-0.207	25497,00	0.002
. .	** .	10	0.010	-0.267	25528,00	0.004
. *	* .	11	0.170	-0.143	34100,00	0.000
. **	. .	12	0.253	0.026	53075,00	0.000
. .	. .	13	0.059	-0.037	54122,00	0.000
. .	. .	14	0.033	-0.013	54458,00	0.000
. .	. *	15	0.048	0.107	55153,00	0.000
* .	. .	16	-0.130	0.025	60227,00	0.000
* .	. .	17	-0.147	-0.022	66797,00	0.000
* .	* .	18	-0.154	-0.078	73980,00	0.000
. .	. *	19	-0.005	0.089	73987,00	0.000
* .	* .	20	-0.128	-0.091	79022,00	0.000
. .	* .	21	-0.023	-0.117	79189,00	0.000
. *	* .	22	0.084	-0.069	81386,00	0.000
. .	** .	23	0.001	-0.244	81386,00	0.000
. ***	. *	24	0.371	0.125	124.31	0.000
. .	. .	25	0.048	-0.047	125.02	0.000
. *	. .	26	0.068	0.040	126.48	0.000
. .	. .	27	-0.030	-0.013	126.76	0.000
* .	. .	28	-0.120	-0.004	131.33	0.000
* .	. *	29	-0.061	0.115	132.50	0.000
* .	. .	30	-0.128	0.002	137.76	0.000
* .	* .	31	-0.150	-0.065	144.99	0.000
* .	. .	32	-0.087	-0.019	147.41	0.000
. .	* .	33	-0.003	-0.081	147.41	0.000
. *	. .	34	0.070	-0.050	149.00	0.000
. *	* .	35	0.084	-0.146	151.29	0.000
. **	. *	36	0.313	0.114	183.21	0.000

Tabla 22. Prueba raíz unitaria en 1ra diferencia del diferencial de interés 1980-2003 con intercepto

1ra difference, intercep, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-8.835804	1% Critical Value*	-3.4562	
		5% Critical Value	-2.8724	
		10% Critical Value	-2.5725	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INTCOL_INTUSA01,2)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:33				
Sample(adjusted): 1981:07 2003:12				
Included observations: 270 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INTCOL_INTUSA01(-1))	-5.885983	0.666151	-8.835804	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-1),2)	4.478919	0.636308	7.038920	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-2),2)	4.017627	0.594029	6.763347	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-3),2)	3.577849	0.542673	6.593017	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-4),2)	3.037104	0.489068	6.209990	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-5),2)	2.551168	0.431041	5.918616	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-6),2)	2.050205	0.374145	5.479703	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-7),2)	1.553238	0.317730	4.888551	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-8),2)	1.038055	0.261430	3.970683	0.0001
D(INTCOL_INTUSA01(-9),2)	0.641434	0.205429	3.122410	0.0020
D(INTCOL_INTUSA01(-10),2)	0.261564	0.154325	1.694894	0.0913
D(INTCOL_INTUSA01(-11),2)	0.075012	0.105727	0.709488	0.4787
D(INTCOL_INTUSA01(-12),2)	0.059545	0.060443	0.985137	0.3255
C	1.81E-05	0.000385	0.047075	0.9625
R-squared	0.688791	Mean dependent var	-3.58E-06	
Adjusted R-squared	0.672988	S.D. dependent var	0.011063	
S.E. of regression	0.006326	Akaike info criterion	-7.237743	
Sum squared resid	0.010246	Schwarz criterion	-7.051158	
Log likelihood	991.0953	F-statistic	43.58450	
Durbin-Watson stat	1.994747	Prob(F-statistic)	0.000000	
Ho = P =1, Sigma= 0				
El valor absoluto del estadístico tao ( $\tau$ ) es mayor que los valores críticos al 1%, 5% y 10%				
Rechazamos Ho Entonces NO tiene raíz unitaria por lo tanto es Estacionaria				

Tabla 23. Prueba raíz unitaria en 1ra diferencia del diferencial de interés 1980-2003 sin intercepto

1ra difference, sin intercepto, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-8.854185	1% Critical Value*	-2.5732	
		5% Critical Value	-1.9408	
		10% Critical Value	-1.6163	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INTCOL_INTUSA01,2)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:34				
Sample(adjusted): 1981:07 2003:12				
Included observations: 270 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INTCOL_INTUSA01(-1)	-5.886354	0.664810	-8.854185	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-1)	4.479288	0.635023	7.053736	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-2)	4.017980	0.592828	6.777651	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-3)	3.578188	0.541570	6.607059	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-4)	3.037421	0.488071	6.223320	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-5)	2.551463	0.430159	5.931447	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-6)	2.050465	0.373378	5.491668	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-7)	1.553465	0.317076	4.899349	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-8)	1.038239	0.260893	3.979565	0.0001
D(INTCOL_INTUSA01(-9)	0.641582	0.205006	3.129576	0.0020
D(INTCOL_INTUSA01(-10)	0.261665	0.154010	1.699018	0.0905
D(INTCOL_INTUSA01(-11)	0.075074	0.105513	0.711515	0.4774
D(INTCOL_INTUSA01(-12)	0.059562	0.060325	0.987352	0.3244
R-squared	0.688788	Mean dependent var	-3.58E-06	
Adjusted R-squared	0.674257	S.D. dependent var	0.011063	
S.E. of regression	0.006314	Akaike info criterion	-7.245142	
Sum squared resid	0.010246	Schwarz criterion	-7.071885	
Log likelihood	991.0942	F-statistic	47.40039	
Durbin-Watson stat	1.994726	Prob(F-statistic)	0.000000	
Ho = P =1, Sigma= 0				
El valor absoluto del estadístico tao ( $\tau$ ) es mayor que los valores críticos al 1%, 5% y 10%				
Rechazamos Ho Entonces NO tiene raíz unitaria por lo tanto es Estacionaria				

Tabla 24. Prueba raíz unitaria en 1ra diferencia del diferencial de interés 1980-2003 con intercepto y tendencia

1ra difference, intercepto y tendencia, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-8.832560	1% Critical Value*	-3.9954	
		5% Critical Value	-3.4278	
		10% Critical Value	-3.1370	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INTCOL_INTUSA01,2)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:34				
Sample(adjusted): 1981:07 2003:12				
Included observations: 270 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INTCOL_INTUSA01(-1))	-5.894061	0.667311	-8.832560	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-1),2)	4.486338	0.637401	7.038482	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-2),2)	4.024468	0.595046	6.763284	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-3),2)	3.583938	0.543595	6.593035	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-4),2)	3.042498	0.489894	6.210517	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-5),2)	2.555874	0.431768	5.919552	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-6),2)	2.054418	0.374782	5.481641	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-7),2)	1.556626	0.318262	4.891021	0.0000
D(INTCOL_INTUSA01(-8),2)	1.040511	0.261855	3.973620	0.0001
D(INTCOL_INTUSA01(-9),2)	0.643204	0.205758	3.126029	0.0020
D(INTCOL_INTUSA01(-10),2)	0.263022	0.154576	1.701574	0.0901
D(INTCOL_INTUSA01(-11),2)	0.075875	0.105895	0.716513	0.4743
D(INTCOL_INTUSA01(-12),2)	0.060159	0.060543	0.993651	0.3213
C	0.000391	0.000830	0.470696	0.6383
@TREND(1980:05)	-2.51E-06	4.95E-06	-0.506881	0.6127
R-squared	0.689104	Mean dependent var	-3.58E-06	
Adjusted R-squared	0.672036	S.D. dependent var	0.011063	
S.E. of regression	0.006336	Akaike info criterion	-7.231343	
Sum squared resid	0.010235	Schwarz criterion	-7.031431	
Log likelihood	991.2313	F-statistic	40.37220	
Durbin-Watson stat	1.995456	Prob(F-statistic)	0.000000	
Ho = P =1, Sigma= 0				
El valor absoluto del estadístico tao ( $\tau$ ) es mayor que los valores críticos al 1%, 5% y 10%				
Rechazamos Ho Entonces NO tiene raíz unitaria por lo tanto es Estacionaria				

Tabla 25. Correlograma en nivel de la variación de tasa de cambio 1980-2003

Date: 10/16/04 Time: 18:35						
Sample: 1980:05 2003:12						
Included observations: 284						
Autocorrel	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. ***	. ***	1	0.391	0.391	43862,00	0.000
. *	. .	2	0.166	0.015	51782,00	0.000
. .	. .	3	0.063	-0.009	52911,00	0.000
. *	. *	4	0.108	0.099	56295,00	0.000
. .	* .	5	0.013	-0.073	56342,00	0.000
. .	. .	6	0.019	0.028	56453,00	0.000
. .	. *	7	0.065	0.068	57691,00	0.000
. *	. *	8	0.178	0.142	67063,00	0.000
. .	* .	9	0.044	-0.093	67628,00	0.000
. *	. *	10	0.075	0.078	69310,00	0.000
. .	. .	11	0.063	0.015	70493,00	0.000
. *	. *	12	0.157	0.112	77890,00	0.000
. .	* .	13	-0.040	-0.159	78371,00	0.000
* .	* .	14	-0.135	-0.120	83815,00	0.000
* .	. .	15	-0.078	0.031	85638,00	0.000
. *	. *	16	0.076	0.098	87384,00	0.000
. .	. .	17	0.045	0.016	88002,00	0.000
. .	. .	18	0.055	0.015	88933,00	0.000
. *	. *	19	0.110	0.086	92647,00	0.000
. **	. *	20	0.214	0.113	106.72	0.000
. *	. .	21	0.097	0.011	109.60	0.000
. *	. .	22	0.086	0.054	111.89	0.000
. *	. .	23	0.094	0.042	114.66	0.000
. *	. *	24	0.192	0.112	126.14	0.000
. .	* .	25	0.001	-0.115	126.14	0.000
. .	. .	26	-0.011	0.015	126.18	0.000
. .	. .	27	0.062	0.043	127.39	0.000
. *	. .	28	0.110	-0.041	131.23	0.000
. .	. .	29	0.031	-0.020	131.54	0.000
. .	. .	30	0.056	0.047	132.56	0.000
. *	. .	31	0.073	0.019	134.26	0.000
. .	* .	32	0.048	-0.086	135.00	0.000
* .	* .	33	-0.113	-0.084	139.15	0.000
* .	. .	34	-0.061	0.043	140.37	0.000
. .	. *	35	0.043	0.098	140.96	0.000
. *	. .	36	0.133	0.059	146.72	0.000

Tabla 26. Prueba raíz unitaria en nivel de la variación de la tasa de cambio 1980-2003 con intercepto

Level, intercep, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-3.398409	1% Critical Value*	-3.4561	
		5% Critical Value	-2.8723	
		10% Critical Value	-2.5725	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VARTRM)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:36				
Sample(adjusted): 1981:06 2003:12				
Included observations: 271 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VARTRM(-1)	-0.437396	0.128706	-3.398409	0.0008
D(VARTRM(-1))	-0.141498	0.132187	-1.070436	0.2854
D(VARTRM(-2))	-0.143902	0.128880	-1.116561	0.2652
D(VARTRM(-3))	-0.168421	0.125986	-1.336828	0.1825
D(VARTRM(-4))	-0.096278	0.121627	-0.791588	0.4293
D(VARTRM(-5))	-0.127082	0.118558	-1.071897	0.2848
D(VARTRM(-6))	-0.139106	0.112559	-1.235848	0.2176
D(VARTRM(-7))	-0.114570	0.105775	-1.083151	0.2798
D(VARTRM(-8))	0.049534	0.099148	0.499593	0.6178
D(VARTRM(-9))	-0.052948	0.092577	-0.571931	0.5679
D(VARTRM(-10))	0.015693	0.083246	0.188510	0.8506
D(VARTRM(-11))	-0.008058	0.074140	-0.108691	0.9135
D(VARTRM(-12))	0.165639	0.063323	2.615805	0.0094
C	0.006402	0.002184	2.931253	0.0037
R-squared	0.366883	Mean dependent var	-8.54E-05	
Adjusted R-squared	0.334858	S.D. dependent var	0.019280	
S.E. of regression	0.015724	Akaike info criterion	-5.417012	
Sum squared resid	0.063540	Schwarz criterion	-5.230924	
Log likelihood	748.0051	F-statistic	11.45601	
Durbin-Watson stat	2.025944	Prob(F-statistic)	0.000000	
Ho = P =1, Sigma= 0				
El valor absoluto del estadístico tau ( $\tau$ ) es menor que el valor crítico al 1%				
NO Rechazamos Ho Entonces tiene raíz unitaria por lo tanto es NO estacionaria				

Tabla 27. Prueba raíz unitaria en nivel de la variación de la tasa de cambio 1980-2003 sin intercepto

Level, sin intercepto, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-1.717894	1% Critical Value*	-2.5732	
		5% Critical Value	-1.9408	
		10% Critical Value	-1.6163	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VARTRM)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:36				
Sample(adjusted): 1981:06 2003:12				
Included observations: 271 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VARTRM(-1)	-0.098156	0.057138	-1.717894	0.0870
D(VARTRM(-1))	-0.452275	0.080101	-5.646286	0.0000
D(VARTRM(-2))	-0.431976	0.084594	-5.106438	0.0000
D(VARTRM(-3))	-0.435977	0.088107	-4.948293	0.0000
D(VARTRM(-4))	-0.337596	0.090837	-3.716508	0.0002
D(VARTRM(-5))	-0.348417	0.092738	-3.757000	0.0002
D(VARTRM(-6))	-0.334083	0.092129	-3.626252	0.0003
D(VARTRM(-7))	-0.280814	0.090589	-3.099861	0.0022
D(VARTRM(-8))	-0.087954	0.088628	-0.992401	0.3219
D(VARTRM(-9))	-0.167723	0.085114	-1.970558	0.0498
D(VARTRM(-10))	-0.069565	0.079138	-0.879030	0.3802
D(VARTRM(-11))	-0.067015	0.072402	-0.925601	0.3555
D(VARTRM(-12))	0.131663	0.063162	2.084534	0.0381
R-squared	0.345716	Mean dependent var	-8.54E-05	
Adjusted R-squared	0.315284	S.D. dependent var	0.019280	
S.E. of regression	0.015953	Akaike info criterion	-5.391505	
Sum squared resid	0.065664	Schwarz criterion	-5.218710	
Log likelihood	743.5490	F-statistic	11.36036	
Durbin-Watson stat	2.011556	Prob(F-statistic)	0.000000	
Ho = P =1, Sigma= 0				
El valor absoluto del estadístico tau ( $\tau$ ) es menor que los valores críticos al 1% y 5%				
NO Rechazamos Ho Entonces tiene raíz unitaria por lo tanto es NO estacionaria				

Tabla 28. Prueba raíz unitaria en nivel de la variación de la tasa de cambio 1980-2003 con intercepto y tendencia

Level, intercepto y tendencia, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-4.140274	1% Critical Value*	-3.9953	
		5% Critical Value	-3.4277	
		10% Critical Value	-3.1369	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VARTRM)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:37				
Sample(adjusted): 1981:06 2003:12				
Included observations: 271 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VARTRM(-1)	-0.583327	0.140891	-4.140274	0.0000
D(VARTRM(-1))	-0.015226	0.140846	-0.108102	0.9140
D(VARTRM(-2))	-0.029307	0.136072	-0.215379	0.8296
D(VARTRM(-3))	-0.065939	0.131711	-0.500636	0.6171
D(VARTRM(-4))	-0.006689	0.125978	-0.053096	0.9577
D(VARTRM(-5))	-0.046774	0.121988	-0.383431	0.7017
D(VARTRM(-6))	-0.071643	0.114892	-0.623571	0.5335
D(VARTRM(-7))	-0.060005	0.107149	-0.560021	0.5760
D(VARTRM(-8))	0.092991	0.099823	0.931563	0.3524
D(VARTRM(-9))	-0.016165	0.092941	-0.173927	0.8621
D(VARTRM(-10))	0.042523	0.083194	0.511131	0.6097
D(VARTRM(-11))	0.011589	0.073883	0.156852	0.8755
D(VARTRM(-12))	0.176618	0.062887	2.808507	0.0054
C	0.013451	0.003616	3.720393	0.0002
@TREND(1980:05)	-3.26E-05	1.34E-05	-2.433450	0.0156
R-squared	0.381197	Mean dependent var	-8.54E-05	
Adjusted R-squared	0.347356	S.D. dependent var	0.019280	
S.E. of regression	0.015575	Akaike info criterion	-5.432500	
Sum squared resid	0.062103	Schwarz criterion	-5.233120	
Log likelihood	751.1037	F-statistic	11.26442	
Durbin-Watson stat	2.035195	Prob(F-statistic)	0.000000	
<b>Ho = P =1, Sigma= 0</b>				
El valor absoluto del estadístico tau ( $\tau$ ) es mayor que los valores críticos al 1%, 5% y 10%				
<b>Rechazamos Ho Entonces NO tiene raíz unitaria por lo tanto es Estacionaria</b>				

Tabla 29. Correlograma en 1ra diferencia de la variación de tasa de cambio  
1980-2003  
Tabla 30.

Date: 10/16/04 Time: 18:42						
Sample: 1980:05 2003:12						
Included observations: 284						
Autocorrel	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. ***	. ***	1	0.391	0.391	43862,00	0.000
. *	. .	2	0.166	0.015	51782,00	0.000
. .	. .	3	0.063	-0.009	52911,00	0.000
. *	. *	4	0.108	0.099	56295,00	0.000
. .	* .	5	0.013	-0.073	56342,00	0.000
. .	. .	6	0.019	0.028	56453,00	0.000
. .	. *	7	0.065	0.068	57691,00	0.000
. *	. *	8	0.178	0.142	67063,00	0.000
. .	* .	9	0.044	-0.093	67628,00	0.000
. *	. *	10	0.075	0.078	69310,00	0.000
. .	. .	11	0.063	0.015	70493,00	0.000
. *	. *	12	0.157	0.112	77890,00	0.000
. .	* .	13	-0.040	-0.159	78371,00	0.000
* .	* .	14	-0.135	-0.120	83815,00	0.000
* .	. .	15	-0.078	0.031	85638,00	0.000
. *	. *	16	0.076	0.098	87384,00	0.000
. .	. .	17	0.045	0.016	88002,00	0.000
. .	. .	18	0.055	0.015	88933,00	0.000
. *	. *	19	0.110	0.086	92647,00	0.000
. **	. *	20	0.214	0.113	106.72	0.000
. *	. .	21	0.097	0.011	109.60	0.000
. *	. .	22	0.086	0.054	111.89	0.000
. *	. .	23	0.094	0.042	114.66	0.000
. *	. *	24	0.192	0.112	126.14	0.000
. .	* .	25	0.001	-0.115	126.14	0.000
. .	. .	26	-0.011	0.015	126.18	0.000
. .	. .	27	0.062	0.043	127.39	0.000
. *	. .	28	0.110	-0.041	131.23	0.000
. .	. .	29	0.031	-0.020	131.54	0.000
. .	. .	30	0.056	0.047	132.56	0.000
. *	. .	31	0.073	0.019	134.26	0.000
. .	* .	32	0.048	-0.086	135.00	0.000
* .	* .	33	-0.113	-0.084	139.15	0.000
* .	. .	34	-0.061	0.043	140.37	0.000
. .	. *	35	0.043	0.098	140.96	0.000
. *	. .	36	0.133	0.059	146.72	0.000

Tabla 31. Prueba raíz unitaria en 1ra diferencia de la variación de la tasa de cambio 1980-2003 con intercepto

1ra difference, intercep, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-5.887033	1% Critical Value*	-3.4562	
		5% Critical Value	-2.8724	
		10% Critical Value	-2.5725	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VARTRM,2)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:42				
Sample(adjusted): 1981:07 2003:12				
Included observations: 270 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VARTRM(-1))	-4.229904	0.718512	-5.887033	0.0000
D(VARTRM(-1),2)	2.682287	0.696583	3.850637	0.0001
D(VARTRM(-2),2)	2.172243	0.660283	3.289867	0.0011
D(VARTRM(-3),2)	1.666901	0.615080	2.710054	0.0072
D(VARTRM(-4),2)	1.272804	0.561763	2.265731	0.0243
D(VARTRM(-5),2)	0.869455	0.504060	1.724905	0.0858
D(VARTRM(-6),2)	0.500640	0.438318	1.142186	0.2544
D(VARTRM(-7),2)	0.196052	0.371474	0.527768	0.5981
D(VARTRM(-8),2)	0.091964	0.305648	0.300883	0.7637
D(VARTRM(-9),2)	-0.086060	0.241323	-0.356616	0.7217
D(VARTRM(-10),2)	-0.151445	0.177192	-0.854696	0.3935
D(VARTRM(-11),2)	-0.207794	0.119034	-1.745666	0.0821
D(VARTRM(-12),2)	-0.055452	0.065341	-0.848664	0.3969
C	-0.000263	0.000979	-0.268829	0.7883
R-squared	0.749564	Mean dependent var		-1.64E-05
Adjusted R-squared	0.736846	S.D. dependent var		0.031349
S.E. of regression	0.016082	Akaike info criterion		-5.371797
Sum squared resid	0.066208	Schwarz criterion		-5.185212
Log likelihood	739.1926	F-statistic		58.93970
Durbin-Watson stat	1.987814	Prob(F-statistic)		0.000000
Ho = P =1, Sigma= 0				
El valor absoluto del estadístico tau ( $\tau$ ) es mayor que los valores críticos al 1%, 5% y 10%				
Rechazamos Ho Entonces NO tiene raíz unitaria por lo tanto es Estacionaria				

Tabla 32. Prueba raíz unitaria en 1ra diferencia de la variación de la tasa de cambio 1980-2003 sin intercepto

1ra difference, sin intercepto, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-5.892306	1% Critical Value*	-2.5732	
		5% Critical Value	-1.9408	
		10% Critical Value	-1.6163	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VARTRM,2)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:43				
Sample(adjusted): 1981:07 2003:12				
Included observations: 270 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VARTRM(-1))	-4.224203	0.716902	-5.892306	0.0000
D(VARTRM(-1),2)	2.676807	0.695026	3.851375	0.0001
D(VARTRM(-2),2)	2.167078	0.658811	3.289378	0.0011
D(VARTRM(-3),2)	1.662198	0.613721	2.708395	0.0072
D(VARTRM(-4),2)	1.268638	0.560535	2.263264	0.0245
D(VARTRM(-5),2)	0.865816	0.502968	1.721415	0.0864
D(VARTRM(-6),2)	0.497670	0.437387	1.137826	0.2563
D(VARTRM(-7),2)	0.193793	0.370708	0.522765	0.6016
D(VARTRM(-8),2)	0.090345	0.305037	0.296179	0.7673
D(VARTRM(-9),2)	-0.087181	0.240851	-0.361971	0.7177
D(VARTRM(-10),2)	-0.152157	0.176852	-0.860366	0.3904
D(VARTRM(-11),2)	-0.208266	0.118806	-1.752992	0.0808
D(VARTRM(-12),2)	-0.055713	0.065215	-0.854299	0.3937
R-squared	0.749493	Mean dependent var	-1.64E-05	
Adjusted R-squared	0.737796	S.D. dependent var	0.031349	
S.E. of regression	0.016053	Akaike info criterion	-5.378922	
Sum squared resid	0.066227	Schwarz criterion	-5.205665	
Log likelihood	739.1545	F-statistic	64.07663	
Durbin-Watson stat	1.987667	Prob(F-statistic)	0.000000	
<b>Ho = P =1, Sigma= 0</b>				
El valor absoluto del estadístico tau ( $\tau$ ) es mayor que los valores críticos al 1%, 5% y 10%				
<b>Rechazamos Ho Entonces NO tiene raíz unitaria por lo tanto es Estacionaria</b>				

Tabla 33. Prueba raíz unitaria en 1ra diferencia de la variación de la tasa de cambio 1980-2003 con intercepto y tendencia

1ra difference, intercepto y tendencia, lagged difference=12				
ADF Test Statistic	-5.917764	1% Critical Value*	-3.9954	
		5% Critical Value	-3.4278	
		10% Critical Value	-3.1370	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VARTRM,2)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/04 Time: 18:43				
Sample(adjusted): 1981:07 2003:12				
Included observations: 270 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VARTRM(-1))	-4.271745	0.721851	-5.917764	0.0000
D(VARTRM(-1),2)	2.722505	0.699777	3.890530	0.0001
D(VARTRM(-2),2)	2.210011	0.663268	3.332003	0.0010
D(VARTRM(-3),2)	1.701363	0.617774	2.754021	0.0063
D(VARTRM(-4),2)	1.303434	0.564124	2.310544	0.0217
D(VARTRM(-5),2)	0.896168	0.506090	1.770767	0.0778
D(VARTRM(-6),2)	0.522733	0.439959	1.188143	0.2359
D(VARTRM(-7),2)	0.213361	0.372719	0.572444	0.5675
D(VARTRM(-8),2)	0.104801	0.306540	0.341883	0.7327
D(VARTRM(-9),2)	-0.076963	0.241939	-0.318110	0.7507
D(VARTRM(-10),2)	-0.145622	0.177580	-0.820037	0.4130
D(VARTRM(-11),2)	-0.204296	0.119267	-1.712922	0.0879
D(VARTRM(-12),2)	-0.053800	0.065453	-0.821965	0.4119
C	0.001018	0.002112	0.481750	0.6304
@TREND(1980:05)	-8.64E-06	1.26E-05	-0.684552	0.4942
R-squared	0.750023	Mean dependent var		-1.64E-05
Adjusted R-squared	0.736299	S.D. dependent var		0.031349
S.E. of regression	0.016099	Akaike info criterion		-5.366226
Sum squared resid	0.066086	Schwarz criterion		-5.166314
Log likelihood	739.4405	F-statistic		54.64959
Durbin-Watson stat	1.988421	Prob(F-statistic)		0.000000
Ho = P =1, Sigma= 0				
El valor absoluto del estadístico tau ( $\tau$ ) es mayor que los valores críticos al 1%, 5% y 10%				
Rechazamos Ho Entonces NO tiene raíz unitaria por lo tanto es Estacionaria				

## ANEXO 2

Tabla 34. Pruebas de Cointegración para PPA 1975-2003

(a) Prueba para 1 rezago

Date: 10/16/04 Time: 19:02				
Sample: 1975:01 2003:12				
Included observations: 346				
Test assumption: Linear deterministic trend in the data				
Series: VARTRM INFCOL_INFUSA01				
<u>Lags interval: 1 to 1</u>				
	Likelihood	5 Percent	1 Percent	Hypothesized
Eigenvalue	Ratio	Critical Value	Critical Value	No. of CE(s)
0.212405	145.0820	15.41	20.04	None **
0.165181	62.46711	3.76	6.65	At most 1 **
*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level				
L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level				
Unnormalized Cointegrating Coefficients:				
VARTRM	NFCOL_INFUSA01			
4.040121	0.429134			
-0.440396	5.939185			
Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)				
VARTRM	INFCOL_INFUSA0 C			
1.000000	0.106218	-0.014745		
	(0.15338)			
Log likelihood	2142.130			

(b) Prueba para 12 rezagos

Date: 10/16/04 Time: 19:05  
Sample: 1975:01 2003:12  
Included observations: 335  
Test assumption: Linear deterministic trend in the data  
Series: VARTRM INFCOL\_INFUSA01  
Lags interval: 1 to 12

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.044643	19.61846	15.41	20.04	None *
0.012809	4.318795	3.76	6.65	At most 1 *

(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level  
L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

VARTRM	NFCOL_INFUSA01
7.207716	-5.408426
2.075117	10.74718

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

VARTRM	NFCOL_INFUSA01	C
1.000000	-0.750366 (0.43146)	-0.004459

Log likelihood 2155.646

(c) Prueba para 15 rezagos

Date: 10/16/04 Time: 19:06  
Sample: 1975:01 2003:12  
Included observations: 332  
Test assumption: Linear deterministic trend in the data  
Series: VARTRM INFCOL\_INFUSA01  
Lags interval: 1 to 15

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.040827	18.58262	15.41	20.04	None *
0.014186	4.743530	3.76	6.65	At most 1 *

(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level  
L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

VARTRM	NFCOL_INFUSA01
7.294023	-7.615497
3.579633	9.923898

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

VARTRM	NFCOL_INFUSA01	C
1.000000	-1.044074 (0.49823)	-0.001017

Log likelihood 2140.725

(d) Prueba para 24 rezagos

Date: 10/16/04 Time: 19:06  
Sample: 1975:01 2003:12  
Included observations: 323  
Test assumption: Linear deterministic trend in the data  
Series: VARTRM INFCOL\_INFUSA01  
Lags interval: 1 to 24

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.019529	7.267122	15.41	20.04	None
0.002773	0.896869	3.76	6.65	At most 1

(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level  
L.R. rejects any cointegration at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:  
VARTRM INFCOL\_INFUSA01  
8.935913 -6.292683  
1.697432 13.06351

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)  
VARTRM INFCOL\_INFUSA0 C  
1.000000 -0.704202 -0.005302  
(0.62910)

Log likelihood 2116.107

(e) Prueba para 36 rezagos

Date: 10/16/04 Time: 19:07  
Sample: 1975:01 2003:12  
Included observations: 311  
Test assumption: Linear deterministic trend in the data  
Series: VARTRM INFCOL\_INFUSA01  
Lags interval: 1 to 36

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.020027	6.373594	15.41	20.04	None
0.000264	0.082134	3.76	6.65	At most 1

(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level  
L.R. rejects any cointegration at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:  
VARTRM INFCOL\_INFUSA01  
10.75030 -3.461636  
-0.521591 15.82197

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)  
VARTRM INFCOL\_INFUSA0 C  
1.000000 -0.322004 -0.010328  
(0.57760)

Log likelihood 2087.822

(f) Prueba para 48 rezagos

Date: 10/16/04 Time: 19:07				
Sample: 1975:01 2003:12				
Included observations: 299				
Test assumption: Linear deterministic trend in the data				
Series: VARTRM INFCOL_INFUSA01				
Lags interval: 1 to 48				
	Likelihood	5 Percent	1 Percent	Hypothesized
Eigenvalue	Ratio	Critical Value	Critical Value	No. of CE(s)
0.035485	11.00321	15.41	20.04	None
0.000669	0.200216	3.76	6.65	At most 1
*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level				
L.R. rejects any cointegration at 5% significance level				
Unnormalized Cointegrating Coefficients:				
VARTRM	INFCOL_INFUSA01			
12.68567	-2.184874			
-0.631118	18.13992			
Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)				
VARTRM	INFCOL_INFUSA0 C			
1.000000	-0.172232	-0.012368		
	(0.42855)			
Log likelihood	2046.149			

Tabla 35. Pruebas de Cointegración para EFI 1980-2003

(a) Prueba para 1 rezago

Date: 10/16/04 Time: 19:11  
 Sample: 1980:05 2003:12  
 Included observations: 282  
 Test assumption: Linear deterministic trend in the data  
 Series: VARTRM INTCOL\_INTUSA01  
 Lags interval: 1 to 1

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.256283	141.3376	15.41	20.04	None **
0.185436	57.83883	3.76	6.65	At most 1 **

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level  
 L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

VARTRM	NTCOL_INTUSA01
3.275222	-4.935804
2.629589	5.888937

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

VARTRM	NTCOL_INTUSA01	C
1.000.000	-1.507.014	-0.009249
	(0.30514)	

Log likelihood 1.756.886

(b) Prueba para 12 rezagos

Date: 10/16/04 Time: 19:12  
 Sample: 1980:05 2003:12  
 Included observations: 271  
 Test assumption: Linear deterministic trend in the data  
 Series: VARTRM INTCOL\_INTUSA01  
 Lags interval: 1 to 12

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.067478	27.26792	15.41	20.04	None **
0.030289	8.335113	3.76	6.65	At most 1 **

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level  
 L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

VARTRM	NTCOL_INTUSA01
-5.809973	18.80943
5.863597	14.84961

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

VARTRM	NTCOL_INTUSA01	C
1.000.000	-3.237.439	-0.003092
	-131.500	

Log likelihood 1.758.142

(c) Prueba para 15 rezagos

Date: 10/16/04 Time: 19:13  
Sample: 1980:05 2003:12  
Included observations: 268  
Test assumption: Linear deterministic trend in the data  
Series: VARTRM INTCOL\_INTUSA01  
Lags interval: 1 to 15

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.067271	27.40548	15.41	20.04	None **
0.032093	8.741839	3.76	6.65	At most 1 **

(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level  
L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

VARTRM	NTCOL_INTUSA01
-4.738890	24.23011
7.850321	9.733244

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

VARTRM	INTCOL_INTUSA0	C
1.000000	-5.113035 (2.39375)	0.004076

Log likelihood 1745.864

(d) Prueba para 24 rezagos

Date: 10/16/04 Time: 19:13  
Sample: 1980:05 2003:12  
Included observations: 259  
Test assumption: Linear deterministic trend in the data  
Series: VARTRM INTCOL\_INTUSA01  
Lags interval: 1 to 24

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.042172	15.53205	15.41	20.04	None *
0.016740	4.372427	3.76	6.65	At most 1 *

(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level  
L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

VARTRM	NTCOL_INTUSA01
-2.184352	35.54488
10.24756	-1.039051

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

VARTRM	INTCOL_INTUSA0	C
1.000000	-16.27251 (22.4656)	0.045474

Log likelihood 1717.487

(e) Prueba para 36 rezagos

Date: 10/16/04 Time: 19:14				
Sample: 1980:05 2003:12				
Included observations: 247				
Test assumption: Linear deterministic trend in the data				
Series: VARTRM INTCOL_INTUSA01				
Lags interval: 1 to 36				
	Likelihood	5 Percent	1 Percent	Hypothesized
Eigenvalue	Ratio	Critical Value	Critical Value	No. of CE(s)
0.040712	12.85024	15.41	20.04	None
0.010407	2.583932	3.76	6.65	At most 1
*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level				
L.R. rejects any cointegration at 5% significance level				
Unnormalized Cointegrating Coefficients:				
VARTRM	INTCOL_INTUSA01			
1.839254	47.34355			
11.86261	-12.62371			
Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)				
VARTRM	INTCOL_INTUSA0 C			
1.000.000	2.574.062	-0.109171		
	-533.968			
Log likelihood	1.668.495			

(f) Prueba para 42 rezagos

Date: 10/16/04 Time: 19:14				
Sample: 1980:05 2003:12				
Included observations: 241				
Test assumption: Linear deterministic trend in the data				
Series: VARTRM INTCOL_INTUSA01				
Lags interval: 1 to 42				
	Likelihood	5 Percent	1 Percent	Hypothesized
Eigenvalue	Ratio	Critical Value	Critical Value	No. of CE(s)
0.032172	11.62457	15.41	20.04	None
0.015414	3.743764	3.76	6.65	At most 1
*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level				
L.R. rejects any cointegration at 5% significance level				
Unnormalized Cointegrating Coefficients:				
VARTRM	NTCOL_INTUSA01			
5.376708	51.80578			
11.77151	-23.51583			
Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)				
VARTRM	INTCOL_INTUSA0 C			
1.000.000	9.635.222	-0.048450		
	-899.826			
Log likelihood	1.645.923			