

LA RELACIÓN ENTRE LOS YIELDS DE LAS DEUDAS INTERNA Y
EXTERNA DE COLOMBIA

Presentado por:

EDISON FRED HENAO ATEHORTUA

Tesis de grado para optar al título de Magíster en Ciencias
Económicas Línea Economía Internacional.

Director

LUIS EDUARDO ARANGO THOMÁS



UNIVERSIDAD NACIONAL DE COLOMBIA
MEDELLÍN
OFICINA DE BIBLIOTECAS
CENTRAL "FUE" CONE

UNIVERSIDAD NACIONAL DE COLOMBIA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS
POSGRADO EN CIENCIAS ECONÓMICAS

MEDELLÍN

2003

0

UNAL-Medellín

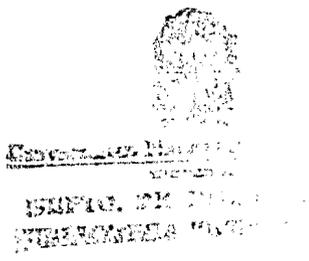


64000001601086

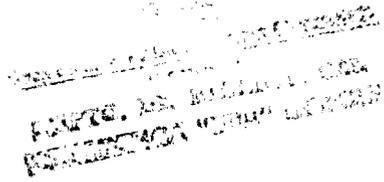
✓

1931
2003

A MI SEÑORA AMPARO
Y A MI HIJA LAURA
QUIENES COMPRENDIERON
MI AUSENCIA
EN ARAS DE LA CIENCIA.



411661



INDICE

1. Introducción.	6
2. Elementos sobre títulos de renta fija.	19
2.1 El concepto de duración como indicador de volatilidad del precio de los bonos.	24
3. Diferenciales de tasas de intereses	28
4. Análisis de co-integración	35
5. Resultados.	37
6. Conclusiones.	42
Bibliografía.	
Anexos.	

Anexos

Anexo 1.

Conceptos básicos de econometría y de series de tiempo.

Anexo 2.

Pruebas de raíz unitaria sobre las series en niveles.

Anexo 3.

Pruebas de raíz unitaria sobre las series en logaritmos.

Anexo 4.

Pruebas de raíz unitaria sobre las primeras diferencia de las series en niveles.

Anexo 5.

Prueba de raíz unitaria sobre las primeras diferencias de los logaritmos de las series.

Anexo 6.

Los valores críticos para las estadísticas t .

Anexo 7.

Riesgo País.

Lista de gráficos.

Gráfico 1.

Yield de TES y bonos globales organizadas por duración. 33

Gráfico 2.

Yield de TES y bonos globales (organizadas por duración) por año de maduración. 34

Lista de tablas.

Tabla 1.

74

Sistema de valoración de riesgo *Euromoney*.

1. INTRODUCCIÓN

En esta investigación, revisamos las hipótesis de la movilidad de capital de cartera para Colombia. En su último libro Stiglitz (2002) afirma que "si la prematura y mal manejada liberación comercial fue perjudicial para los países desarrollados, en muchos sentidos la liberación del mercado de capitales fue incluso peor".

Uno de los argumentos que señala Stiglitz es que los flujos de capitales a veces están dominados por capitales de corto plazo y que estos flujos son inútiles (no aumentan el empleo ni la infraestructura) e incluso perversos (el aumento en el capital de corto plazo da al inversionista la sensación de que la economía es vulnerable). Adicionalmente, el autor afirma que los préstamos a corto plazo denominados en divisas aumentan la necesidad de reservas, cuyo mantenimiento es costoso para los países. Finalmente, Stiglitz asegura que la liberación de capitales crea un desajuste en incentivos: invita al sector privado a endeudarse y al Estado, a ajustarse.

En 1997 y 1998, el Fondo consideró incluir en su constitución el requisito de que los países tuvieran abierta la cuenta de capital. En efecto, en una propuesta de enmienda a los Artículos de Acuerdo (Articles of Agreement) se buscaba incluir como un propósito del FMI el velar por la fácil movilidad de la cuenta de capitales y se pretendía establecer una regla general según la cual los miembros no podrían establecer restricciones al movimiento de la cuenta de capitales.

Así mismo, en una presentación realizada por Stanley Fischer en la reunión de Hong Kong de septiembre de 1997, el, entonces, Director Alterno del FMI defendió la apertura de la cuenta de capitales con cuatro argumentos fundamentales:

1. Permitir la asignación eficiente de recursos y esto genera un mayor desarrollo: "La liberación de capitales facilita una asignación adecuada del ahorro y ayuda a canalizar los recursos en sus usos más productivos, aumentando el crecimiento económico y el bienestar. Desde el punto de vista de los países, los beneficios toman la forma de un fondo potencial de recursos y del acceso de residentes domésticos a los mercados de capitales internacionales. Desde el punto de vista de la economía mundial, la liberación de la cuenta de capitales actúa como soporte al sistema multilateral de comercio, gracias al aumento de los canales a través de los cuales los países desarrollados y en desarrollo pueden financiar el comercio y la inversión y atraer mayores niveles de ingreso".

2. Reducir riesgos: "Los flujos de capitales internacionales aumentan las oportunidades de diversificación del portafolio y, por lo tanto, ofrecen a los inversionistas la oportunidad de alcanzar mayores tasas de retorno, ajustadas por riesgo".

3. Aumentar la eficiencia del sector financiero. "Así como la liberación de la cuenta corriente promueve el crecimiento, con un aumento en tecnología sofisticada, y la competencia de exportaciones ha aumentado la tecnología

doméstica, la cuenta de capitales puede aumentar la eficiencia del sistema financiero doméstico".

4. Incrementar la inversión extranjera: "el acceso a los ahorros globales significa, en parte, mayor inversión extranjera". Stiglitz anota en su libro que países como China no acataron las recomendaciones del FMI, lo cual demostró que la liberación del mercado de capitales no era necesaria para atraer fondos. Lo que no dice y no se sabe es que Colombia y otros países también se opusieron a esta iniciativa del Tesoro norteamericano. Gracias en parte a esta resistencia, el tema no prosperó tan rápidamente como se había previsto y, posteriormente, la iniciativa no prosperó.

En el documento presentado por el Banco de la República para la Reunión Anual del Fondo Monetario Internacional y el Banco Mundial en 1997, se presentan las siguientes anotaciones: "Para muchos países latinoamericanos, los controles de capitales basados en precios han probado ser un mecanismo eficiente para desestimular los flujos de capital de corto plazo y para reducir la volatilidad del crédito doméstico y las tasas de cambio. Ellos, a su vez, incentivan el ingreso de flujos de capital de largo plazo y restablecen, en cierto grado, la autonomía que los ejecutores de políticas han perdido en el proceso de liberación económica y financiera".

Por último, lo que Stiglitz pasa por alto es que no sólo la política general de liberación de capitales nunca se institucionalizó en el Fondo, sino que en esos años el Fondo Monetario Internacional aceptó que Colombia continuara con los controles a los flujos de capital que considere útiles.

En esta investigación el enfoque consiste en comparar los *yields* de los bonos de la deuda doméstica con los *yields* de los bonos de la deuda externa colombiana. Nosotros analizamos el equilibrio de largo plazo entre *yields* de los bonos de la deuda soberana, con el mismo año de maduración, expresados en una moneda común para el período de 1999-2001.

Dos corrientes de la literatura podrían estar eventualmente relacionadas con el tema considerado en este trabajo: la movilidad de capital a largo plazo y el de tasa de cambio-diferencial de tasas de interés. En el primer caso, los análisis se han centrado, de un lado, en la relación entre ahorros e inversión. Sin importar las múltiples pruebas a la hipótesis de la movilidad de capital de largo plazo, la evidencia no es concluyente (para una revisión de literatura véase Obstfeld, 1995). Algunas veces las estimaciones sugieren baja movilidad de capital a largo plazo¹ (e.g. Feldstein and Horioka, 1980; Dooley et al, 1987; Tesar, 1991; and Bayoumi, 1990, entre muchos otros), mientras que otros resultados sugieren alta movilidad (e.g. Taylor, 1994; y Ghosh, 1995).

Por otro lado, algunas investigaciones han analizado la relación entre inversiones domésticas y la cuenta corriente para determinar el grado hasta el cual la cuenta de capitales ha sido financiada por los ahorros del extranjero (Sachs, 1983). Teniendo en cuenta la movilidad de capital a corto y posiblemente a mediano plazo, en lugar de las relaciones ahorro-inversión como

¹ Este hecho puede ser evidencia de mercados financieros incompletos, segmentados e imperfectos. Los mercados son incompletos cuando algunos títulos no están disponibles en el mercado. Son segmentados cuando algunos inversionistas no están autorizados a negociar ciertos títulos. Finalmente, los mercados financieros son imperfectos cuando fricciones tales como costos de las transacciones hacen que el equilibrio difiera del de un mercado perfecto. (Estos conceptos son tomados de Dumas, 1994).

en los casos anteriores, la relación tasa de cambio-diferencial de tasa de interés ha sido el componente básico para los análisis. La literatura es también vasta en este tema (ver por ejemplo, Campbell y Clarida, 1987; Meese y Rogoff, 1988; Baxter, 1994).

En particular, Campbell-Clarida; y Meese-Rogoff, usando diferentes metodologías econométricas, rechazaron la hipótesis de que hay un vínculo estadísticamente significativo entre tasas de cambio reales y diferenciales de tasas de interés reales. Así, el supuesto de la teoría de precios rígidos en la determinación de tasas de cambio (Dornbusch, 1976; Frankel, 1979) subyacentes a los modelos se tornaron inadecuados empíricamente. Baxter (1994), de otro lado, usando un enfoque de correlaciones entre las variables filtradas (filtro de Baxter-King), encontró que las más altas correlaciones entre tasas de cambio y diferenciales de tasas de interés reales se encuentran como tendencias y en los ciclos y frecuencias de los negocios, mientras que no había relación entre ellos a altas frecuencias (ciclo de 2-5 trimestres). Dados estos resultados, Baxter concluyó que el vínculo entre las tasas de cambio reales y los diferenciales de las tasas de interés reales es muy débil ya que la mayor parte del movimiento en el componente temporal de las tasas de cambio reales es explicado por la inadvertida prima de riesgo.

Para el caso de Colombia, se han hecho intentos previos para analizar la relación entre los rendimientos de las inversiones domésticas y foráneas.

Correa (1992), comprueba si se cumple para el caso colombiano la hipótesis de la teoría macroeconómica de economías abiertas que plantea, que en

ausencia de controles muy restrictivos o efectivos a la movilidad de bienes y de capitales, debe existir una relación de equilibrio de largo plazo entre la tasa de interés real doméstica y la externa, la versión más restrictiva de esta hipótesis, conocida con el nombre de “teoría de la paridad en el interés real” o “hipótesis de Fisher para una economía abierta”, postula incluso que dichas tasas deben igualarse en términos de valor absoluto. Esta hipótesis, sostiene que si los mercados operan eficientemente a nivel internacional, no es posible sacar ventaja, de forma sistemática y permanente, de diferenciales de rentabilidades de activos, comprando en un país y vendiendo en otro. Tarde o temprano tenderán a eliminarse dichos diferenciales.

La condición de paridad de interés real tiene importantes implicaciones de política. En primer lugar, se argumenta que si hay movilidad internacional de los recursos de ahorro (la cual en principio sería sensible a las diferenciales en tasas reales de intereses), el efecto de “*crowding out*”, o desplazamiento de la inversión privada de un incremento del déficit fiscal o de una disminución del ahorro interno, no debería ser importante. En segundo lugar, la paridad del interés real establece un vínculo estrecho entre la tasa de cambio de equilibrio y la política monetaria.

De la evolución de las tasas de interés reales en Colombia y el exterior se desprende que la tasa de interés real doméstica se mantuvo 4 o 5 puntos porcentuales por encima de la tasa externa. Este diferencial positivo se atribuye a la existencia de controles y altos costos de transacción a la entrada de capitales, riesgo asociado a la posibilidad de que en el futuro se impongan

controles a la salida de capital, o riesgo asociado a la inestabilidad política o institucional.

La investigación concluye que hasta mediados de 1990 las dos variables (tasas de interés) presentaron una relación fuerte de equilibrio de largo plazo. Así, pese a existir controles al movimiento de capitales, aversión al “riesgo colombiano” y rigidez en algunos precios, la economía colombiana ha estado integrada al resto del mundo, con lo cual en el mediano y largo plazo la política monetaria fue menos autónoma.

Herrera (1993), presenta tres pruebas para examinar el grado de integración financiera de la economía colombiana al resto del mundo. La primera analiza la correlación entre la tasa de interés doméstica y la de la paridad. La tasa de paridad es la tasa de interés externa ajustada por las expectativas de devaluación y corresponde a la rentabilidad que recibe quien posee activos en moneda extranjera, si hay perfecta movilidad de capitales, esta rentabilidad sería igual al rendimiento obtenido por los activos denominados en pesos. Demostró la existencia entre una relación estable de equilibrio entre la tasa de paridad y la tasa interna de interés, aunque en el corto plazo pueden actuar múltiples factores, (expectativas de devaluación, la prima de riesgo de tener activos en moneda extranjera, además de los riesgos propios de los activos), que hacen que su comportamiento sea divergente. Esta prueba permite afirmar que la economía colombiana no está tan aislada del flujo internacional de capitales. Las otras dos pruebas parten de la identidad macroeconómica básica según la cual la inversión doméstica en relación con el ahorro interno es igual a la cuenta corriente de la balanza de pagos, es decir, el exceso de gasto

doméstico en relación con la producción interna debe ser financiado por el resto del mundo. Una economía que tenga acceso a financiamiento de origen externo tendrá que tener una correspondencia exacta entre la inversión y el ahorro interno (utilizada por Feldstein, 1983), esta es la segunda prueba, utilizada por Herrera, donde examina la correspondencia entre la tasa de inversión (como proporción del PIB) y la tasa de ahorro doméstico. Los resultados le permiten afirmar que después de 1965 la Inversión total no ha guardado correlación (lineal) significativa con el ahorro doméstico, lo cual puede interpretarse como evidencia a favor de que la economía colombiana está integrada a la economía mundial y, por tanto, sujeta a la movilidad de Capitales. La tercera prueba (sugerida por Sachs, 1983), analiza la relación entre la cuenta corriente de la balanza de pagos y la inversión doméstica para determinar el grado en el cual la acumulación de capital estuvo financiado por ahorro de origen externo. Si se considera que la cuenta corriente representa el cambio en la posición deudora neta del país y por tanto refleja el grado de financiamiento de origen externo, la correlación entre esta variable y la inversión total debe ser nula, si la inversión se financia en buena parte con ahorro doméstico, es de esperarse que una regresión de la cuenta corriente de la balanza de pagos (como proporción del PIB) contra la tasa de inversión, el signo sea negativo (y significativo) en la medida en la cual la acumulación de capital se financie con ahorro Externo. Para Colombia se verificó una correlación negativa, se puede concluir que un aumento de un punto en la inversión total como proporción del PIB se financió en buena parte con recursos de origen externo.

Steiner, Suescun y Melo (1993) analizan los flujos de capital a partir de una prueba desarrolladas por Gaab et al (1990), con la que muestran que se cumple la condición de paridad entre tasas de interés doméstica y la externa si la primera se corrige por la devaluación oficial recientemente observada.

En un régimen de tasa de cambio intervenida oficialmente, el cumplimiento de la condición de paridad puede reflejar la decisión de las autoridades de evitar los flujos de capital.

En este caso, la paridad no se origina en la existencia de flujos, más bien, a través del cumplimiento de la condición de paridad de intereses se pretende desestimular los movimientos especulativos de capital. Ello implica que, de haber flujos de capital y dado que las tasas nominales de interés son conocidas ex ante, tiene que ser cierto que la devaluación esperada por los agentes es diferente de la oficial que se observa recientemente y que aseguraba la condición de paridad de intereses.

Los autores estimaron los flujos de capital y mostraron que, efectivamente, los mismos pueden explicarse satisfactoriamente como la respuesta de agentes racionales a diferenciales en rentabilidades asociadas con expectativas de (revaluación) devaluación que se forman teniendo en cuenta el grado de (sub) sobre valuación de la tasa de cambio real.

Al estudiar la evidencia para el caso colombiano en relación con la validez de la condición de paridad de tasas de interés, concluyen que en la fijación de la devaluación las autoridades han tratado de cubrir el diferencial de tasas de interés.

El documento presenta evidencia que ayuda a entender mejor el fenómeno de movimientos especulativos de capital hacia Colombia, mostrando que es más sistemática la relación entre flujos de capital y las ganancias potenciales que surgen de los desequilibrios en la tasa de cambio real. La razón es que las autoridades ajustan la tasa de cambio nominal para tratar de no perder control sobre los agregados monetarios, desestimulando el arbitraje de intereses. Sin embargo, esta política de devaluación no tiene por que ser consistente con la paridad del poder del peso. La tasa de cambio real se puede desequilibrar; la perspectiva de una eventual corrección del desequilibrio genera potenciales ganancias de capital.

Posada (1998), explica la tasa de interés real colombiana con base en un modelo de pequeña economía abierta con movilidad imperfecta de capitales. Demuestra que la tasa real interna de interés es igual a la tasa externa más un margen asociado positivamente a la tasa prevista de crecimiento del Consumo (per cápita). Estimó una función de la tasa de interés real colombiana cuya variable explicativa es la tasa real de Estados Unidos. Los resultados fueron los siguientes: la tasa de interés real colombiana de equilibrio a largo plazo ha sido aproximadamente, igual a la tasa de interés real de Estados Unidos más un margen que se ha ubicado en el rango 2.8% - 4.9% anual, y, en promedio la tasa colombiana observada alcanza aproximadamente su nivel de equilibrio (que es igual a la tasa de Estados Unidos más el margen).

Con excepción de Posada, quien usó series diferentes para las tasas de interés domésticas y foráneas, las tasas usadas en los estudios descritos anteriormente para revisar los diferenciales de tasas de interés fueron la Libor (como *proxy* de

la tasa externa) y las tasas de depósito a término fijo (como *proxy* de las tasas domésticas) añadiendo los riesgos de moneda y país. Sin embargo, los medios de financiación de los gobiernos y de las firmas han cambiado: hoy en día ellos acuden a los mercados de capital en lugar de sólo a créditos comerciales de la banca privada. Por esto, consideramos también importante mirar los rendimientos de los bonos emitidos por el gobierno, para obtener ingresos, tanto a nivel doméstico como en el exterior y asumimos que el riesgo de no pago para títulos emitidos por el mismo emisor (el Gobierno Colombiano) es el mismo.

En este caso, asumiendo una movilidad perfecta de capitales y que no existan riesgos de moneda (de tasas de cambio y de inflación), se debe mantener la condición de paridad de interés. Esto implicaría que los diferentes bonos emitidos por el gobierno son sustitutos perfectos. Como resultado, un inversionista debe ser indiferente respecto a invertir su dinero en bonos denominados en pesos colombianos o en dólares emitidos por el Gobierno Colombiano. Sin embargo, cuando los inversionistas no están dispuestos a correr riesgos y hay riesgos de moneda, se requiere una prima para equilibrar los *yields*.

La hipótesis que mantenemos es que, bajo movilidad de capital debe existir un co-movimiento entre los *yields* de bonos de la deuda soberana interna y externa.

Dado que no tenemos ningún antecedente sobre la actitud frente al riesgo de los inversionistas interesados en tales bonos ni de la presencia ni la magnitud de los riesgos de moneda, revisamos una versión general de los diferenciales de tasas

de interés con una prima de riesgo constante para cada año de maduración de los instrumentos de la deuda emitidos por el gobierno colombiano.

Ya que tratamos con bonos con distintos plazos de maduración y de tasas cupón, para hacer posible la comparación de los *yields* de los bonos, recurrimos al concepto de inmunización de cartera. Bonos con la misma duración de Macaulay² y la misma maduración son comparables para nuestros propósitos.

Para encontrar cualquier relación posible bajo este enfoque, aplicamos el procedimiento de co-integración de Engle y Granger (1987). Si hay evidencia de movilidad de capital, (un co-movimiento a largo plazo entre los *yields*), un efecto desplazamiento puede existir independientemente del lugar donde se coloque la deuda pública si tenemos en cuenta que el *spread* asociado al riesgo país es un componente de los *yields* tanto internos como externos.

Desde nuestro punto de vista, sin embargo, no podemos distinguir movimientos causados por oportunidades de arbitraje de bonos a corto plazo de aquellos causados por movimientos de cartera a largo plazo. Esto debido a que cualquier movimiento a corto plazo causado en principio por oportunidades de arbitraje puede convertirse en una decisión de cartera a largo plazo³.

Este trabajo se desarrolla como sigue. La sección uno es esta introducción. La sección dos explica los conceptos financieros de renta fija y describe los datos.

² Ver página No. 36

³ No tenemos antecedentes sobre los hábitats preferidos por los inversionistas.

La sección tres plantea la hipótesis básica de la paridad no cubierta de intereses y el tratamiento de la información. La sección cuarta presenta el análisis de co-integración. La sección quinta muestra y discute los resultados del modelo econométrico. Finalmente, la sección seis presenta algunas conclusiones. El procedimiento econométrico que se sigue es el sugerido por Engle y Granger que se encuentra en el Anexo 1.

2. ELEMENTOS SOBRE TÍTULOS DE RENTA FIJA

En esta sección se presentan los conceptos de renta fija que necesitamos conocer para comprender el tratamiento que se hace a los *yields* de los TES y de los bonos globales que permiten hacerlos comparables.

Los bonos de renta fija suelen dividirse en bonos con cupón y bonos de cupón cero. Los primeros identifican aquellos documentos mediante los cuales el emisor se compromete a pagar al inversionista o tenedor del mismo una suma fija, denominada cupón, en los períodos señalados en el prospecto de emisión del título y un valor final, denominado principal o valor facial⁴, al momento del vencimiento, aunque no exclusivamente ya que existe la posibilidad de hacer abonos del principal durante el período de vigencia de la obligación.

La tasa cupón equivale al valor del cupón sobre el valor facial y no es otra cosa que la tasa de interés que el emisor acuerda pagar cada año⁵. El cupón es el monto anual por concepto de intereses. Los bonos de cupón cero, por su parte, identifican aquellos títulos mediante los cuales se pacta un solo pago final sin ningún pago periódico intermedio⁶.

El plazo de maduración (*term to maturity*) es el número de años en los cuales el emisor del bono promete realizar los pagos pactados incluyendo el

⁴ También conocido como valor de redención, valor a la maduración o valor par.

⁵ En Estados Unidos y Japón, se suelen hacer pagos semestrales, mientras que en Europa al igual que en Colombia se suele pagar el cupón una vez por año.

⁶ En el caso del mercado norteamericano este tipo de títulos se conocen como *T-bills*, cuyo vencimiento es inferior a un año.

correspondiente al principal. De esta manera, el plazo de maduración identifica la fecha en la cual desaparecen las obligaciones del emisor.

Los prospectos de emisión de algunos bonos incluyen, en ocasiones, provisiones que dotan al emisor o al tenedor del bono de posibilidades que aumentan el riesgo de contraparte. La más común entre dichas posibilidades es la incorporación de opciones de llamado (*call provision*), la cual le permite al emisor el derecho a retirar la deuda, total o parcialmente antes de su fecha de vencimiento. Los títulos también pueden incluir provisiones *put*⁷. Sin embargo, por simplicidad, no vamos a referirnos a bonos con estas dos posibilidades (*Call o Put provisión*). *Call provisión* puede generar riesgo de contraparte, cuando el emisor o una de las dos partes puede tomar decisiones que afecten a la contraparte, pero son legales ya que estas provisiones *Call* están previstas en el contrato (riesgo o provisión de llamado); otros riesgos asociados a la inversión son⁸:

De tasa de interés: Si un inversionista tiene que vender su bono antes de la fecha de maduración, un aumento de la tasa de interés significará una pérdida de capital, ya que deberá vender el bono por un precio inferior al de compra.

De reinversión: El cálculo del rendimiento de un bono supone la reinversión de los flujos de caja. El ingreso adicional de dicha reinversión (interés sobre interés) depende del nivel de la tasa de interés prevaleciente al momento de la

⁷ Como es el caso, por ejemplo, del *Yankee 09 put 05*, título que vence en el año 2009 y que da al tenedor el derecho, pero no la obligación, de redimir el título en el año 2005.

⁸ Véase Fabozzi (2000).

reinversión. El riesgo está en que la tasa de interés, al momento en que los flujos de caja pueden ser reinvertidos, puede caer.

De llamado (call risk): Se presenta, para el inversionista, cuando el emisor retiene este derecho para poder, si así lo requiere, refinanciar el bono en el futuro si la tasa de interés de mercado cambia.

De incumplimiento en el pago (credit risk o default risk): Se refiere al riesgo de que el emisor de un bono incumpla en el pago. El riesgo de crédito es estimado por compañías como *Moody's Investors Service*, *Standard & Poors Corporation*, *Duff & Phelps Credit Rating Company*, y por *Fitch IBCA*.

De inflación (o de poder de compra): Este riesgo se presenta en los bonos de tasa de interés fija. Hace referencia a la incertidumbre que la existencia de la inflación provoca sobre la tasa de rendimiento real de inversión. El riesgo para el inversionista viene dado por la variación del poder adquisitivo de los flujos de caja generados por el proyecto, que surge al diferir la tasa de inflación esperada de la realmente producida.

Aquellos inversores, que pretenden alcanzar un objetivo determinado al final del horizonte temporal de su inversión, verán como la cantidad de dinero necesaria para conseguir dicho objetivo varía continuamente a causa de la reducción del poder adquisitivo.

De tipo de cambio (o currency risk): hace referencia a cómo las variaciones en los tipos de cambio de las divisas afectan al rendimiento de las inversiones.

Están sometidos a este riesgo los inversores que adquieran activos financieros pagando con una moneda distinta a la suya propia.

De liquidez (o de mercadeabilidad): La liquidez de un bono depende de la facilidad con la cual un bono emitido puede ser vendido a un precio cercano a su valor. La primera medida de liquidez es el *spread* entre el precio *bid* y el precio *ask* señalados por un *dealer*. Cuanto mayor es el *spread*, mayor es el riesgo de liquidez.

De volatilidad: El precio de un bono con distintos tipos de opciones incorporadas depende del nivel de las tasas de interés y de los factores que influyen el valor la opción incorporada. Uno de estos factores es la volatilidad esperada de las tasas de interés. El valor de opción aumenta cuando la volatilidad esperada de la tasa de interés se incrementa y el precio del bono disminuye.

Riesgo-riesgo: Es un riesgo cuya fuente es desconocida a priori. Una manera de evitar este riesgo es eludiendo títulos que no son muy conocidos.

El precio de un bono es igual al valor presente del flujo de caja esperado. Esto implica la necesidad de calcular un rendimiento requerido, el cual refleja el rendimiento de instrumentos financieros de riesgo similar o de inversiones alternativas.

El flujo de caja de un bono incluye los pagos periódicos del cupón de interés hasta la fecha de vencimiento y el valor par. De esta manera, el precio, p , de un bono se calcula como⁹:

$$p = \sum_{t=1}^n \frac{c}{(1+y)^t} + \frac{fv}{(1+y)^n} \quad (1)$$

Donde c identifica el valor del cupón semestral, fv el valor facial y y el *yield* requerido. Este último será igual a la tasa interna de retorno (rendimiento al vencimiento o *yield to maturity*) cuando consiga igualar el precio del título al valor presente del flujo de caja.

En el caso de un bono de cupón cero, el precio se estima simplemente como:

$$p = \frac{tp}{(1+s)^n} \quad (2)$$

Donde tp identifica el pago total al vencimiento y s en este caso identifica la tasa corriente o spot (compuesta anualmente) para un bono de cupón cero.

Cuando la tasa cupón es igual al rendimiento requerido, el precio del bono es igual a su valor par. Cuando el rendimiento requerido es superior a la tasa cupón, el comprador podría obtener algunos retornos extra. Cuando un bono se vende por debajo de su valor par se dice que se está vendiendo a descuento.

⁹ Por facilidad, las expresiones matemáticas iniciales se presentan en tiempo discreto.

Cuando el rendimiento requerido en el mercado está por debajo de la tasa cupón, el bono tiene que ser vendido por encima de su valor par. Esto se debe a que los inversionistas que tienen oportunidad de comprar el bono a su valor par estarían obteniendo una tasa cupón en exceso de lo que requiere el mercado.

Como resultado, los inversionistas ofrecerían un precio alto por el bono ya que su rendimiento es muy atractivo. El precio podría subir hasta el punto donde el bono ofrezca el mismo rendimiento requerido en el mercado. Un bono cuyo valor está por encima de su valor par se dice que se está vendiendo a prima.

2.1 El concepto de duración como indicador de volatilidad del precio de los bonos.

Considere el precio de un bono libre de opciones igual a:

$$p = \frac{c}{(1+y)} + \frac{c}{(1+y)^2} + \dots + \frac{c}{(1+y)^n} + \frac{fv}{(1+y)^n}$$

El cambio en el precio por un cambio en el *yield* es igual a:

$$\frac{dp}{dy} = \frac{(-1)c}{(1+y)^2} + \frac{(-2)c}{(1+y)^3} + \dots + \frac{(-n)c}{(1+y)^{n+1}} + \frac{(-n)m}{(1+y)^{n+1}}$$

o,

$$\frac{dp}{dy} = -\frac{1}{(1+y)} \left[\frac{c}{(1+y)} + \frac{2c}{(1+y)^2} + \dots + \frac{nc}{(1+y)^n} + \frac{nfv}{(1+y)^n} \right]$$

dividiendo por p en ambos lados se obtiene:

$$\frac{dp}{dy} \frac{1}{p} = -\frac{1}{(1+y)} \left[\frac{c}{(1+y)} + \frac{2c}{(1+y)^2} + \dots + \frac{nc}{(1+y)^n} + \frac{nfv}{(1+y)^n} \right] \frac{1}{p}$$

de donde la expresión:

$$\left[\frac{c}{(1+y)} + \frac{2c}{(1+y)^2} + \dots + \frac{nc}{(1+y)^n} + \frac{nfv}{(1+y)^n} \right] \frac{1}{p}$$

Se conoce como la duración de Macaulay, la cual puede ser re-escrita como:

$$\frac{\sum_{t=1}^n \frac{t c}{(1+y)^t} + \frac{n fv}{(1+y)^n}}{p}$$

Macaulay (1938) utilizó esta medida como una *proxy* del lapso promedio que un bono dura emitido.

$$\frac{dp}{dy} \frac{1}{p} = -\frac{1}{(1+y)} \times \text{Duración de Macaulay}$$

La duración modificada es:

$$\text{Duración modificada} = \text{Duración de Macaulay} / (1+y)$$

Por lo tanto:

$$\frac{dp}{dy} \frac{1}{p} = - \text{Duración modificada}$$

La literatura identifica los siguientes resultados. Primero, cuanto menor es el cupón del bono, generalmente mayor es la duración modificada y la duración de Macaulay. Segundo, cuanto mayor es el plazo mayor es la duración.

Multiplicando a ambos lados por dy la expresión anterior, se tiene:

$$\frac{dp}{p} = -\textit{Duración Modificada} \times dy$$

para interpretar esta expresión, suponga que el yield de un bono cambia en 100 punto básicos. Entonces, sustituyendo 100 puntos base (0.01) en la ecuación anterior se tiene:

$$\frac{dp}{p} = -\textit{Duración Modificada} \times (0.01) = -\textit{Duración Modificada} (\%)$$

En cuyo caso la duración modificada puede ser interpretada como el cambio porcentual aproximado en el precio por un cambio de 100 puntos base en el *yield*.

La duración de Macaulay y la duración modificada algunas veces responden a las siguientes preguntas: ¿Cuál bono con cupón aproxima mejor el retorno de un bono de cupón cero con una maduración dada?. Esta pregunta es de mucho interés para los intermediarios financieros que tienen obligaciones cupón cero a largo plazo, como las obligaciones de pensiones, y quisieran inmunizar estas obligaciones con bonos cupón.

Reddington (1952) definió originalmente la inmunización como la inversión en activos de forma que las posiciones corrientes son inmunes a un cambio en la tasa de interés.

La inmunización depende del concepto de duración para asegurar que el portafolio se estructura de tal forma que las pérdidas de capital serán compensadas por ganancias de la reinversión de los retornos. La duración permite esto, simplemente porque un bono cupón, con una duración dada es matemáticamente similar a un bono cero cupón con una madurez exacta a la duración. El problema es que solo aplica a pequeños cambios, los flujos también pueden cambiar; y da igual tratamiento a bonos de distinto vencimiento.

Las variables económicas con que tratamos en esta investigación se caracterizan porque a lo largo del tiempo, han sufrido variaciones tanto en su media como en su varianza. Presentan una tendencia a crecer a lo largo del tiempo, a la vez que la variabilidad de las mismas tiende a acentuarse.

La no consideración de este fenómeno puede llevar a cometer errores en la modelación y en el proceso de inferencia. Por lo anterior, es necesario que las series de los *yields* de los TES y de los títulos República de Colombia – globales- tengan las propiedades estadísticas que garantizan su estacionaridad, es decir momentos de primer y segundo orden finitos y que no varíen en función del tiempo, conceptos que se explican en el Anexo 1.

3. DIFERENCIALES DE TASAS DE INTERÉS

En el estudio de las relaciones económicas internacionales la condición de paridad descubierta de interés constituye una de la hipótesis básicas sobre la que se sustentan los modelos de determinación del tipo de cambio. Para preservarla se necesita no sólo una movilidad perfecta de capital, por lo que las carteras de los activos de los agentes se ajustan instantáneamente, sino además el mismo tratamiento de riesgos e impuestos para los bonos bajo comparación, es decir, que los participantes en los mercados de divisas sean neutrales al riesgo. La paridad descubierta de intereses toma la forma conocida:

$$y_{k,t}^{e*} + E_t \Delta e_{t+1} = y_{k,t}^i \quad (3)$$

La ecuación (3) indica que, en equilibrio, el *yield* a la maduración compuesta anual de bonos negociados localmente expresados en moneda local no tiene que ser mayor (menor) que el *yield* a la maduración, expresado anualmente, de los bonos negociados en el exterior en monedas extranjeras en una cuantía igual a la tasa esperada del tipo de cambio. Donde $y_{k,t}^{e*}$ es el *yield* a la maduración, expresado anualmente, de los bonos negociados en el exterior en monedas extranjeras, e_t es la tasa de cambio al final del período t , $y_{k,t}^i$ es el *yield* a la maduración compuesta anual de bonos negociados localmente expresadas en moneda local, E_t es el operador de expectativas, Δ es el operador de diferencia, y k es un índice que identifica el año de maduración de los activos con que se está trabajando. Específicamente k tomará los valores de 03 y 04 para maduraciones en el 2003 y 2004, respectivamente. Identificaremos a los bonos negociados en mercados externos como “bonos globales” mientras que aquellos

bonos negociados en mercados locales como TES, ambos representativos de deuda soberana. Si la condición de paridad descubierta de interés se mantiene, un inversionista debería ser indiferente respecto a invertir en activos denominados en pesos colombianos o en dólares siempre y cuando los impuestos y los rendimientos sean los mismos, ya que se garantiza igual rendimiento de los TES y los “bonos globales”. La paridad no cubierta de intereses es un caso particular de la *ley de un precio*: en los mercados financieros internacionales los activos con iguales características deben proporcionar la misma rentabilidad en una situación de equilibrio.

Si los inversionistas dejan de considerar los globales y los TES como sustitutos perfectos, por las imperfecciones en los mercados de capitales, debido a que sus riesgos implícitos son diferentes, entonces los rendimientos esperados de los dos tipos de activos no tienen que ser iguales. Como resultado, la paridad descubierta de intereses no se mantendrá, implicando que el *yield* a la maduración compuesta anual de bonos negociadas localmente, expresadas en moneda local, no puede igualarse al *yield* a la maduración, expresado anualmente, de bonos negociadas en el exterior en monedas extranjeras más la tasa de cambio esperada; estas diferencias originan que el capital financiero se dirija hacia el activo que ofrece la mayor rentabilidad. Este podría ser el caso, por ejemplo, cuando los inversionistas tienen aversión al riesgo y consideran que los TES tienen mayor riesgo en comparación con los globales no por el

riesgo país¹⁰ (pues ambos son emitidos por el mismo emisor: el Gobierno Colombiano) sino por la prima de riesgo de moneda, ya que la estrategia óptima para el inversor es la que le produce la mayor rentabilidad pero con el menor riesgo posible. En este caso, ellos requerirán un *yield* esperado más alto en los TES que en las bonos globales en una magnitud igual a la prima de riesgo¹¹ para sus inversiones no cubiertas, que será mayor mientras mayor sea la posibilidad de incumplimiento. Siendo este el caso, la expresión (3) puede ser reemplazada por:

$$y_{k,t}^{e*} + E_t \Delta e_{t+1} = a + y_{k,t}^i \quad (4)$$

Donde a representa la prima de riesgo para cada año de maduración. Si a es mayor que cero, las inversiones no cubiertas en el exterior aumentan el riesgo de la cartera de activos y entonces el término $y_{k,t}^{e*} + E_t \Delta e_{t+1}$, el *yield* a la maduración, expresado anualmente, de bonos negociadas en el exterior en monedas extranjeras deberá ser mayor que el *yield* a la maduración compuesta anual de bonos negociadas localmente expresados en moneda local, $y_{k,t}^i$, de forma que se compense a los inversionistas por asumir el mayor riesgo que

¹⁰ Riesgo país: es una medida de la capacidad del país de poner a disposición de los emisores las divisas necesarias para el servicio de la deuda, incluida la del gobierno central. Por lo que su calificación no se refiere sólo a la calidad crediticia del Estado, sino a la totalidad de la deuda de un país, ya sea pública o privada. El análisis se centra en: a) la posible dificultad de generar divisas debido a razones de índole política y económica; b) la existencia de problemas de liquidez a corto plazo. En concreto, se buscan problemas estructurales, anomalías o rigideces que puedan reflejar vulnerabilidades a largo plazo en la generación de riquezas del país. Mascareñas (1999).

¹¹ Aversión al riesgo por parte de los agentes, se producen cuando se tienen diferencias percibidas en riesgos entre TES y globales, y una diferencia entre cartera minimizadora de riesgos y la cartera real son las tres condiciones para la existencia de una prima de riesgos (ver Isard, 1983)

implica invertir en el exterior. De forma análoga, si a es menor que cero, la inversión no cubierta en el exterior reduce el riesgo de la cartera de activos y el *yield* a la maduración compuesto anual de bonos negociados localmente expresados en moneda local, debe ser superior al *yield* a la maduración, expresado anualmente, de las bonos negociadas en el exterior en monedas doméstica $y_{k,t}^* + E_t \Delta e_{t+1}$, para compensar el mayor riesgo de invertir en activos nacionales. Esta es la versión que nosotros debemos analizar. Sin embargo, como mencionamos anteriormente, coexisten distintos tipos de inversionistas que no vamos a tratar, identificados con una percepción cambiante de riesgo país y de moneda.

Obviamente, debido a que se emiten bonos con distintos términos de maduración y tasas cupón, la comparación entre *yields* no se puede hacer directamente. Para hacer posible la comparación de los *yields*, hacemos uso del concepto de inmunización de la cartera asumiendo que los bonos con la misma duración de Macaulay y el mismo año de maduración son comparables para nuestros propósitos.

En este trabajo se calcula la duración Macaulay para las series de *yields* de TES y de bonos globales con el mismo año de maduración, la cual tiene en cuenta la fecha del contrato, la tasa cupón y la frecuencia de pagos.

Para construir las series se hizo uso del concepto de inmunización de carteras. Esta técnica de cobertura del riesgo es usada para proteger carteras contra cambios en las tasas de interés cuando se manejan bonos con cupón. La

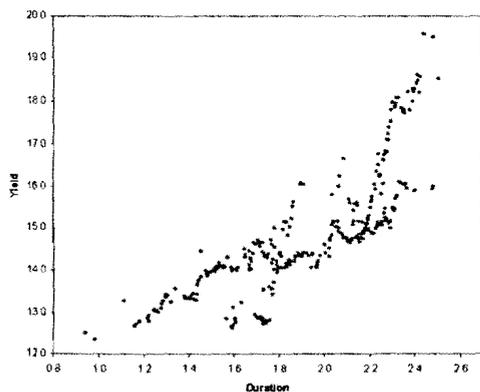
inmunización asegura que el diseño de una cartera es tal que cualquier pérdida de capital debida a movimientos en tasas de interés es compensada con ganancias sobre rendimientos reinvertidos. Un bono con cupón con una duración dada es similar matemáticamente a un bono con cupón-cero que tenga un vencimiento igual a la duración (Farrell, 1997)¹². Así, un portafolio integrado por bonos de ingreso fijo, con cupón, con la misma duración, se dice que es inmune a movimientos en las tasas de interés.

Las nuevas series son formadas igualando los yields de los bonos con el mismo año de maduración y (casi) con la misma duración¹³. Estas nuevas series son organizadas por duración en orden ascendente. Con todo lo demás igual, la relación teórica entre *yields* y duraciones debería ser negativa: mientras más alto el *yield* más pequeña la duración. Sin embargo, en el Gráfico 1 se observa que esta relación es positiva. La razón es que en este caso, no sólo los *yields* están cambiando, sino que también cambian las tasas cupón y el tiempo entre la fecha de la operación y la fecha de maduración. Este tratamiento hace que la información disponible se vea reducida de forma considerable, pues por ejemplo, para el año 2008 y 2006 sólo existen dos y veinticuatro valores respectivamente de *yields* comparables, lo cual no permite tomar estos vencimientos en el análisis. Así, las series a ser analizadas son las *yields* con vencimientos en 2003 y 2004 cuyo número de observaciones son 108 y 62 respectivamente (Gráfico 2).

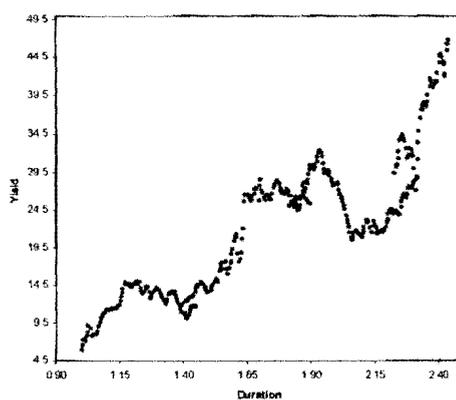
¹² Nosotros no hacemos ninguna consideración sobre la convexidad de los bonos.

Gráfico 1. *Yield* de TES y bonos globales ordenados por duración

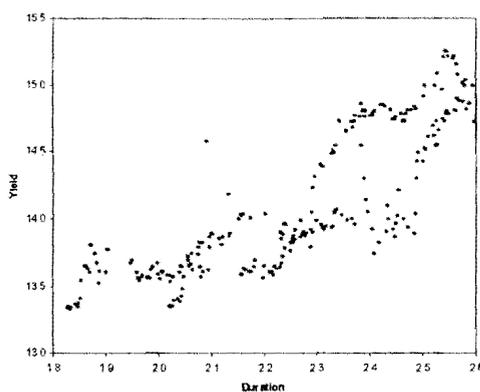
TES maduración 2003



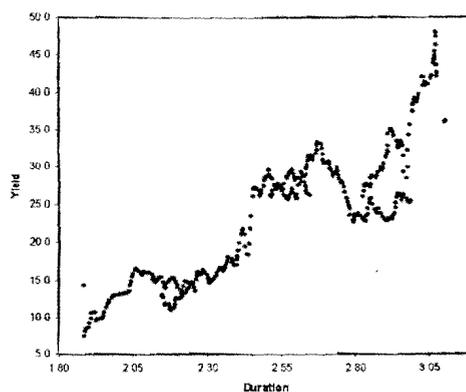
Maduración Global 2003



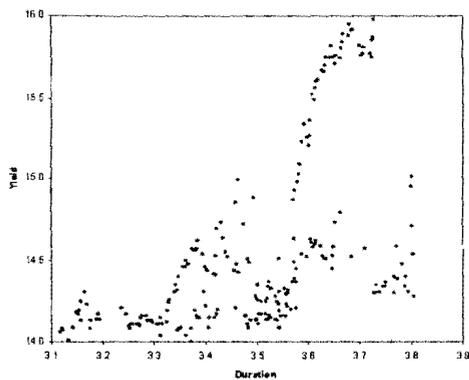
TES maduración 2004



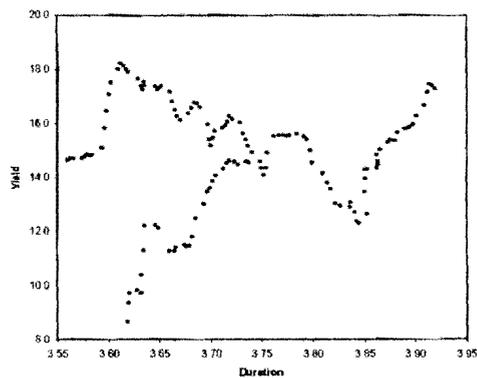
Maduración global 2004



TES maduración 2006



Maduración global 2006



¹³ El ancho del intervalo de clase que escogimos es 0.01 empezando desde 0.900 y terminando en 5.673. Cuando más de un yield estaba dentro del intervalo, nosotros computamos el promedio.

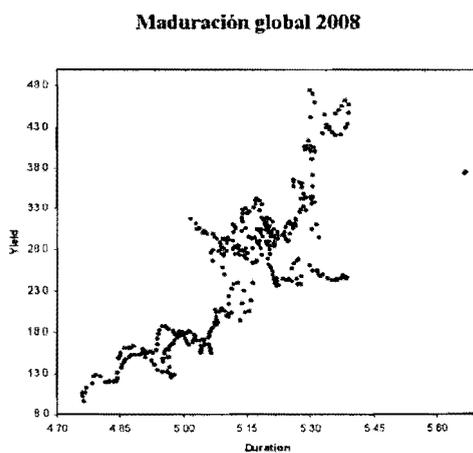
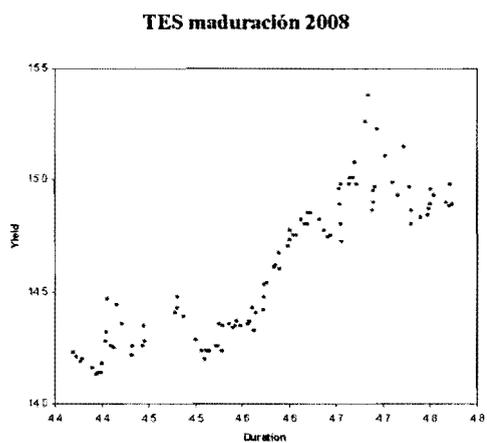
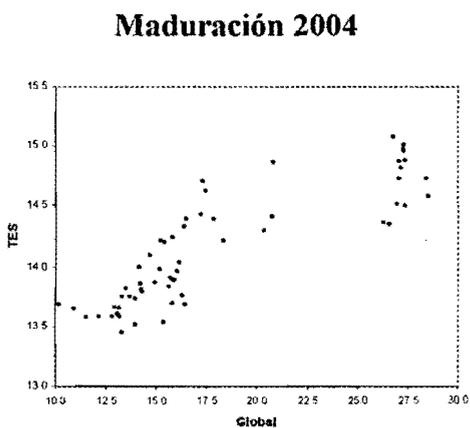
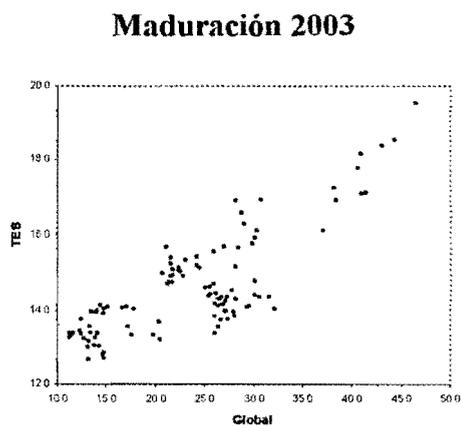


Gráfico 2. *Yield* de TES y bonos globales (ordenadas por duración) por año de vencimiento



4. ANÁLISIS DE CO-INTEGRACIÓN

Observando la expresión (4) podemos esperar que para cada año de maduración los dividendos de los bonos con la misma maduración tiendan a ser iguales una vez que se considera un término de riesgo. Consecuentemente, el análisis se centra en la ecuación (4) donde se busca una relación de equilibrio a largo plazo entre los *yield* de bonos globales en moneda doméstica¹⁴, $y_{k,t}^e$, y el *yield* de los bonos internos (TES), $y_{k,t}^i$, con vencimientos en el 2003 y el 2004, respectivamente^{15,16}. Para este propósito seguimos la metodología de dos pasos de Engle y Granger (1987), la cual consiste en correr las regresiones en las ecuaciones (5) y (6):

$$y_t^e = \beta_0 + \beta_1 y_t^i + \varepsilon_t^e \quad (5)$$

Donde ε_t^e es el término de perturbación que puede estar serialmente correlacionado. Nótese que β_0 representa la prima de riesgo derivada de los riesgos de moneda. Si la constante β_0 no difiere significativamente de cero y el parámetro β_1 no es significativamente diferente de uno, no habrá incentivos a trasladar capital hacia o desde el exterior (véase la sección anterior para su definición).

¹⁴ Usamos la tasa de devaluación esperada de la moneda doméstica como un sustituto de la tasa de devaluación esperada. El valor corresponde a un promedio móvil centrado de orden tres. Así, la tasa de retorno del bono global en pesos colombianos se calcula como:

$$y^e = [(1 + y^{e*}) \times (1 + \text{tasa devaluación}) - 1] \times 100.$$

¹⁵ De acuerdo con los resultados de las pruebas de raíz unitaria las series yields son no estacionarias. Estos resultados están en las tablas del anexo 2.

¹⁶ Para el resto de esta sección desecharemos el índice k .

El segundo paso del enfoque de Engle-Granger para el análisis de la co-integración requiere correr la regresión:

$$\Delta \varepsilon_t^e = \rho \varepsilon_{t-1}^e + \sum_j \delta_j \Delta \varepsilon_{t-j}^e + \mu_t^e \quad (6)$$

Donde el término de perturbación μ_t^e es ruido blanco, mientras ρ debería estar en el intervalo $-2 < \rho < 0$ para rechazar la hipótesis nula de la no-cointegración ($H_0 : \rho = 0$) entre los *yields* de los TES y los globales para cada maduración. Si H_0 es rechazado, es decir, si existe cointegración entre los *yield* de los TES y los globales, podemos continuar con el teorema de representación de Granger que implica el siguiente modelo de corrección de error (MCE):

$$\Delta y_t^e = \lambda_e + \alpha_e \varepsilon_{t-1}^e + \sum_j \delta_{e,j}^e \Delta y_{t-j}^e + \sum_j \delta_{e,j}^i \Delta y_{t-j}^i + w_t^e \quad (7a)$$

$$\Delta y_t^i = \lambda_i + \alpha_i \varepsilon_{t-1}^e + \sum_j \delta_{i,j}^e \Delta y_{t-j}^e + \sum_j \delta_{i,j}^i \Delta y_{t-j}^i + w_t^i \quad (7b)$$

Donde w_t^e y w_t^i son términos de perturbación $iid \sim (0, \sigma_e^2)$ y $iid \sim (0, \sigma_i^2)$, respectivamente.

5. RESULTADOS

Aquí presentamos los resultados de las pruebas de los procedimientos descritos en la sección anterior. Primero mostramos los valores estimados de la ecuación (5) para *yields* de bonos con maduración en 2003:

$$y_{03,t}^e = -48.292 + 4.923 y_{03,t}^i + \varepsilon_{03,t}^e \quad (8)$$

(-9.378) (14.036)

Los valores estimados de la ecuación (8) tienen el signo correcto, sin embargo sugieren que la movilidad del capital es menos que perfecta, ya que $\beta \neq de 1$ (ver ecuación 5). Continuando con la metodología de Engle y Granger (1987) ajustamos la regresión correspondiente al segundo paso [i.e., ecuación (6)].

$$\Delta \hat{\varepsilon}_{03,t}^e = -0.038 - 0.125 \hat{\varepsilon}_{03,t-1}^e + 0.303 \Delta \hat{\varepsilon}_{03,t-3}^e + \mu_{03,t}^e$$

-0.175 (-1.804) (3.313) (9)

$CV = -3.030$

Los resultados sugieren, sin embargo, que las variables no están cointegradas de acuerdo con la significancia del coeficiente de la variable $\hat{\varepsilon}_{03,t-1}^e$.

En cuanto a los bonos con vencimiento en el 2004, las ecuaciones (10) y (11) nos permiten rechazar la hipótesis nula de no cointegración.

$$y_{04,t}^e = -131.518 + 10.573 y_{04,t}^i + \varepsilon_{04,t}^e \quad (10)$$

(-11.578) (13.141)

$$\Delta \hat{\varepsilon}_{04,t}^e = -0.286 \hat{\varepsilon}_{04,t-1}^e - 0.023 \Delta \hat{\varepsilon}_{04,t-1}^e + 0.297 \Delta \hat{\varepsilon}_{04,t-2}^e - 0.051 \Delta \hat{\varepsilon}_{04,t-3}^e$$

(-3.164) (-0.174) (2.262) (-0.402)

$$+ 0.247 \Delta \hat{\varepsilon}_{04,t-4}^e + 0.357 \Delta \hat{\varepsilon}_{04,t-5}^e + \mu_{04,t}^e \quad (11)$$

(1.925) (2.804)

$$CV = -3.114; D - W = 1.936; p - value[Q(14)] = 0.892; R^2 = 0.309$$

Debido a que su signo es negativo (ecuación 10), el coeficiente β_0 sugiere que los bonos globales son menos riesgosos que los bonos TES en términos de riesgos de moneda, mientras que el signo positivo y la magnitud del coeficiente $\hat{\beta}_1$, sugiere que en términos de riesgo país, los bonos globales son de más alto riesgo que los TES. Aún más, nótese que el coeficiente $\hat{\beta}_1$ de la ecuación (10) está lejos de la unidad como se presentó en la expresión (4)¹⁷. Un buen número de razones podrían ayudarnos a explicar este resultado. Primero, se podría sugerir una percepción diferente de riesgo país dependiendo del lugar en el cual Colombia ubica sus bonos: en el país o en el extranjero. Esto es, los inversionistas podrían pensar que el gobierno colombiano estaría más tentado a reconocer primero sus compromisos con TES que con bonos globales (o *yankees*, por ejemplo). La consecuencia de esta creencia es que, contrario a lo que nosotros asumimos desde el comienzo, hay diferencias en el riesgo país asociadas a cada tipo de instrumento

¹⁷ En este modelo la restricción $\hat{\beta}_1 = 1$ se rechaza (ver ecuación 5).

reveladas por el estimador de $\hat{\beta}_1$, lo cual podría ser un síntoma de mercados financieros incompletos, segmentados¹⁸ e imperfectos (ver pie de página 1).

Una segunda razón podría ser la forma en la cual hemos estimado las expectativas de la tasa de cambio. La devaluación en el pasado podría no ser un buen sustituto para el valor esperado, ya que el conjunto de información de que disponen los agentes en diferentes momentos del tiempo podría ser diferentes; es decir, el conjunto de información podría cambiar de un año a otro, haciendo que la estimación de expectativas por esta vía no sea la más adecuada. A parte de lo anterior, no consideramos el hecho de que la tasa de devaluación en el pasado pudo haber tenido desviación con respecto a su nivel de equilibrio, lo cual se reflejaría en los valores equivocados de la tasa esperada.

En tercer lugar, los costos de las transacciones, los costos de la información y las diferencias de impuestos y dividendos, podrían también aparecer como una razón para explicar el valor de $\hat{\beta}_1$. Finalmente, para hacer las comparaciones de los *yields* de los bonos con cupón, nosotros nos basamos sólo en la duración, olvidando la convexidad de los instrumentos, un concepto asociado a la segunda derivada del precio del bono con respecto al *yield*. Es posible que estemos perdiendo importante información con esta simplificación.

El nivel de los estimadores merece un poco de atención. En primer lugar, las ecuaciones (8) y (10), pese a que en la primera no se puede rechazar la

¹⁸ Esto obviamente incluye regulaciones como límites para tener algunos bonos.

hipótesis nula de no cointegración, muestran que la prima de riesgo es mayor para bonos TES con maduración en el 2004 que para aquellos con maduración en el 2003 [$131.518 \div 10.573 (=12.43) > (9.81=) 48.292 \div 4.923$], lo cual significa que la prima de riesgo es variable en el tiempo y, tal vez, se incrementa en el tiempo. En segundo lugar, el estimador ligado al riesgo país es mayor para bonos globales con maduración en el 2004 que para bonos con maduración en el 2003. Sin embargo, los cambios en los estimados no son ambiguamente no-lineales [$131.518 \div 48.292 (=2.72) > (2.14=) 10.573 \div 4.923$].

La cointegración permite utilizando el teorema de representación de Granger la estimación de un MCE (Ecuaciones 12 y 13). El estadístico- t para los términos de corrección de error indican que el *yield* de los bonos negociados domésticamente (TES), $y_{04,t}^i$, es débil exógeno¹⁹ (ver ecuación 13). Esto es, el coeficiente correspondiente a $\hat{\varepsilon}_{04,t-1}^e$ es significativo estadísticamente en la ecuación de (12) pero no lo es en la ecuación (13): el término de corrección de errores no tiene capacidad de predecir lo que ocurrirá con el *yield* de los TES que vencen en el 2004.

¹⁹ El concepto de exogeneidad débil de una variable se refiere a la inferencia sobre los parámetros del modelo, en el sentido de que una variable, x_t es exógena débil para la estimación de un conjunto de parámetros si la inferencia de éstos condicionada a x_t no implica una pérdida de información. En términos más formales diremos que x_t es exógena débil para estimar un conjunto de parámetro, λ , si dada la función de densidad conjunta, se cumple que $f(y_t, x_t) = g(y_t | x_t)h(x_t)$, donde $g(\cdot)$ incluye los parámetros de λ pero $h(\cdot)$ no los incluye, y donde $g(\cdot)$ es la función de densidad de y_t condicionada a x_t y $h(\cdot)$ es la función de densidad de x_t .

$$\begin{aligned} \Delta \hat{y}_{04,t}^e &= 0.263 - 0.156 \hat{\varepsilon}_{04,t-1}^e + 0.433 \Delta y_{04,t-1}^e + 0.358 \Delta y_{04,t-5}^e + 0.367 \Delta y_{04,t-8}^e - 3.909 \Delta y_{04,t-1}^i \\ &\quad (2.277) (-3.807) \quad (3.743) \quad (3.285) \quad (3.914) \quad (-5.790) \\ &\quad - 2.112 \Delta y_{04,t-2}^i + 1.290 \Delta y_{04,t-3}^i - 2.518 \Delta y_{04,t-4}^i - 4.930 \Delta y_{04,t-5}^i - 1.012 \Delta y_{04,t-8}^i + w_{04,t}^e \\ &\quad (-2.475) \quad (1.602) \quad (-3.047) \quad (-6.545) \quad (-1.417) \end{aligned}$$

$$D - W = 2.121; p - \text{value}[Q(13)] = 0.315; R^2 = 0.728.$$

(12)

$$\begin{aligned} \Delta \hat{y}_{04,t}^i &= 0.005 + 0.008 \hat{\varepsilon}_{04,t-1}^e + 0.028 \Delta y_{04,t-1}^e + 0.010 \Delta y_{04,t-5}^e + 0.027 \Delta y_{04,t-8}^e - 0.454 \Delta y_{04,t-1}^i \\ &\quad (0.210) (0.991) \quad (1.099) \quad (0.439) \quad (1.336) \quad (-3.045) \\ &\quad - 0.038 \Delta y_{04,t-2}^i + 0.143 \Delta y_{04,t-3}^i + 0.256 \Delta y_{04,t-4}^i + 0.0231 \Delta y_{04,t-5}^i - 0.231 \Delta y_{04,t-8}^i + w_{04,t}^i \\ &\quad (-0.206) \quad (0.808) \quad (1.405) \quad (0.138) \quad (-1.468) \end{aligned}$$

$$D - W = 2.046; p - \text{value}[Q(13)] = 0.984; R^2 = 0.401.$$

(13)

Así mismo, en la ecuación (13) vemos que los cambios en el *yield* de los bonos negociados en el exterior (bonos globales), $\Delta y_{04,t}^e$, se ajustan simétricamente a las desviaciones del equilibrio a largo plazo. Esta conclusión es factible debido al ajuste lineal que pudimos obtener en el modelo de corrección de errores.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo comparamos los yields de los bonos con cupones emitidos por el Gobierno Colombiano con el propósito de corroborar la hipótesis de (corto y mediano plazo) de movilidad de capital para Colombia. Para hacer la comparación entre *yields* de los bonos con cupones (con diferentes tasas cupón) para cada año de maduración (2003 y 2004) usamos los conceptos de inmunización y duración Macaulay.

Encontramos evidencia de co-movimientos a largo plazo entre los yields de los bonos TES y globales emitidas por el Gobierno Colombiano que tienen vencimientos en el 2004, lo cual también es evidencia de la movilidad de capital. Sin embargo, de acuerdo a los resultados, la movilidad es mucho menos que perfecta. También encontramos evidencia de exogeneidad débil de los yields de los bonos TES lo cual nos permite representar el sistema con una sola ecuación. Asociamos los estimadores de las primas de riesgo con riesgos de moneda ya que el riesgo país está incluido en los *yields*.

Además de las explicaciones ofrecidas en la sección anterior a los coeficientes estimados, los riesgos de imposición de cargas tributaria adicionales, de expropiación de capitales foráneos, de incumplimiento de obligaciones financieras contraídas y de aplicación de controles restrictivos a la movilidad internacional de capital contribuyen a la creación de una cierta racionalidad a la fuga de capitales o más generalmente a la repulsa al ingreso de capitales.

Una de las recomendaciones de política que surgen del estudio es que para eliminar el riesgo país, distinto del riesgo de moneda, se debe llevar a cabo una política fiscal sana que dé la tranquilidad a los inversionistas de que los recursos invertidos en los títulos emitidos por nuestro país, le serán retornados (para un análisis de sostenibilidad de la deuda y su relación con los costos de endeudamientos véase Posada y Arango, 2001).

Para terminar podríamos hacer una reflexión sobre donde fue más oneroso endeudarse, de acuerdo con la información fragmentaria utilizada en esta investigación: en Colombia (vía TES) o por fuera del país (vía yankees o globales). Estos resultados sugieren que, de acuerdo con el riesgo de moneda hubiera sido mejor endeudarse por fuera. Sin embargo, de acuerdo con el riesgo país, la sugerencia es la contraria. Si las políticas monetaria y fiscal son sanas y no existen restricciones a la movilidad de capitales, las diferencias en el sitio de emisión de los títulos deberían tender a desaparecer.

Lo anterior nos obliga a plantear la necesidad de controlar el origen del endeudamiento y reiterar que lo mejor para hacer es una política fiscal austera en la que el gasto público se lleve a su justa medida haciendo los ajustes necesarios (ajuste a la nomina previa indemnización, fusión y supresión de entidades, pensiones, cambio en el perfil de endeudamiento, reforma tributaria en la que solucionen problemas estructurales bajo un diseño impositivo óptimo, etc.), para que el parámetro beta uno de nuestras regresiones tienda a uno.

BIBLIOGRAFIA

- Bayoumi, T., 1990, Saving-investment correlations, *IMF Staff paper* 37, 360-387.
- Baxter, M., 1994, Real exchange rates and real interest differentials. Have we missed the business-cycle relationship?, *Journal of Monetary Economics*, 33, 5-37.
- Campbell, J.Y. and R.H. Clarida, 1987, The dollar and the real interest rates, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 27, 103-140.
- Cárdenas, M., and Garay, L. J. (Eds), 1993, Macroeconomía de los flujos de capital en Colombia y América Latina. Tercer Mundo Editores, *Fedesarrollo y Fescol*, Colombia.
- Correa, P., 1992, Paridad entre la tasa de interés real interna y externa: notas sobre el caso colombiano. *Coyuntura Económica*, Vol. XXII, No., April. 139-50.
- Dickey, D. A. y Fuller, A. W. (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, 427-431.

Dooley, M., Frankel, J., Mathieson, D.J., 1987, International capital mobility: what do the saving investment correlation tells us? *IMF Staff papers*, 34, 503-530.

Dornbusch, R., 1976. Expectations and exchange rate dynamics, *Journal of Political Economy*, Vol. 84, 1161-1176.

Dumas, B., 1994. Partial Equilibrium versus General Equilibrium Models of the International Capital Market. In: *Van der Ploeg, F. (Ed.), The Handbook of International Macroeconomics, Blackwell, Oxford and Cambridge*, pp. 301-347.

Edwards, S. and M. Khan, 1985, Interest rate determination in developing countries: A conceptual framework. *IMF Staff Papers*, Vol. 32, No. 3, 377-403.

Enders, W., and Granger, C. W. J., 1998, Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with an example using the Term Structure of Interest Rates, *Journal of Business & Economic Statistics*, 16, 304-311.

Enders, W., Siklos, P., 2001, Cointegration and Threshold Adjustment, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 19, No 2, 166-176.

Engle, R.F., and Granger, C.W.J., 1987, Cointegration and Error Correction: Representation, estimation and testing, *Econometrica*, vol. 55, N_o. 2, 251-276.

- Fabozzi, F., 2000. *Bond Markets, Analysis and Strategies*. Fourth Edition. Prentice Hall, New Jersey.
- Farrell, J., 1997. *Portfolio Management: Theory and Application*. Second Edition. McGraw Hill International Editions.
- Feldstein, M., and Bacchetta, P., 1991, National saving and international investment. In: *Bernheim, D., Shoven, J. (Eds.), National Saving and Economic Performance*. University of Chicago Press, pp. 201-220.
- Feldstein, M., and Horioka, C., 1980, Domestic saving and international capital flows. *Economic Journal* N° 90, 314-329.
- Feldstein, M., 1983, Domestic saving and international capital movements in the long run and in the short run, en *European Economic Review*, 21, marzo-abril.
- Frankel, J.A., 1979, On the mark: A theory of floating exchange rates based on real interest differentials, *American Economic Review*, Vol. 69, No.4, 610-622.
- Gaab, W., Granziol, M. and Horner, M., 1990, On some international parity conditions, *European Economic Review*, 30.
- Granger, C. W. J. y Newbold, P. (1986), *Forecasting Economic Time Series*. (Second ed.), Academic Press, London.

Granger, C. W. J. y Newbold, P. (1974), Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, Vol. 2, 111- 120.

Ghosh, A.R., 1995, International capital mobility amongst the major industrialized countries: too little or too much?. *Economic Journal*, 105, 107-128.

Herrera, S., 1993, Movilidad de capitales en la economía colombiana, en: *M. Cárdenas, and L. J. Garay (Eds.)*, Macroeconomía de los flujos de capital en Colombia y América Latina, *Tercer Mundo Editores*, pp. 167-188.

Isard, P., 1983. An Accounting Framework and Some Issues for Modeling How Exchange Rates Respond to the News. In: *Frenkel, J.A. (Ed.)*, *Exchange Rates and International Macroeconomics*, University of Chicago Press, Chicago.

Macaulay.,See, F., 1938 Some theoretical problems suggested by the movements of interest rates, bond yields and stock prices in the United States since 1856. Technical report, *National Bureau of Economic Research*, New York.

Mascareña, J., Pérez-Iñigo, 1999, Innovación Financiera. Análisis para la gestión empresarial, *MC Graw Hill International Editions*, pp. 63-103.

Meese, R. and K. Rogoff, 1988. Was it real? The exchange rate differential relation over the modern floating-rate period. *Journal of Finance*, XLIII, 4, 933-948.

Obstfeld, M., 1995, International capital mobility in the 1990s. In P.B. Kenen (ed.) *Understanding interdependence: the macroeconomics of the open economy*. Princeton University Press.

Ohanian L. E. (1988), The Spurious Effects of Unit Root on Vector Autorregressions. A Monte Carlo Study. *Journal of Econometrics*, vol. 39, 251-266.

Pilbeam, K., 1992, *International Finance*. MacMillan, City University, London.

Posada, C.E., 1998, La tasa de interés: el caso colombiano del siglo XX (1905-97), *Ensayos sobre política económica*, No. 33. 5-60.

Posada, C.E. y L. E. Arango, 2001, ¿Es sostenible la deuda pública?, *Revista Banco de la República*, Octubre.

Redington.,1952, Review of the principles of life-office valuations, submitted to the institute, April 1952, *Journal of the institute of Acturaries*, Vol. 78, part (iii).

Steiner, R., Suescún, R., and Melo, F., 1993, Flujos de capital y expectativas de devaluación. En: *Cárdenas, M., y L. J. Garay (Eds), Macroeconomía de los*

flujos de capital en Colombia y América Latina, Tercer Mundo Editores, pp. 189-220.

Sachs, J., 1983, Aspects of the current account behaviour of OECD economies”, in *Recent issues in the theory of flexible exchange rates*, E. Claassen and P. Salin (eds.), North Holland.

Stiglitz, Joseph E., 2002, El malestar en la globalización . *Ed Taurus*. pp. 314.

Stock, J. H. y Watson, M. W. 1989, Asymptotic Properties of the Least Squares Estimators of Cointegrating Vector. *Econometrica*, vol. 55, 161-181.

Stock, J. H. y Watson, M. W. 1987 ,Asymptotic Properties of the Least Squares Estimators of Cointegrating Vector. *Econometrica*, vol. 55, 1035-1056.

Taylor, Alan M., 1994, Domestic savings and international capital flows reconsidered. *Working paper 4892, National Bureau of Economic Research*, October.

Tesar, L.L., 1991, Saving, investment and international capital flows. *Journal of International Economics*, 31, 55-78.

Paquete informático utilizado para contrastes de raíces unitarias y de cointegración: RATS 386 400.

ANEXO 1.

CONCEPTOS BASICOS DE ECONOMETRIA Y DE SERIES DE TIEMPO.

Propiedades de las series de tiempo de las variables

En un sentido restringido, conocer las características de series de tiempo de las variables es igual a conocer si ellas poseen o no raíces unitarias y si permiten o no, la construcción de regresiones de variables cointegradas.

En un sentido amplio, las propiedades de series de tiempo de una variable, implican el conocimiento, además de las propiedades en el sentido anterior, del modelo ARIMA que posiblemente ha generado la realización observada. Un concepto importante para comenzar es el de estacionaridad.

Estacionaridad²⁰ raíces unitarias

Sea X_t un proceso estocástico y sea $(X_{t1}, X_{t2}, X_{t3}, \dots, X_{tN})$ un vector de orden N de tales variables. Una caracterización completa de estos procesos requeriría especificar las respectivas funciones de distribución. Sin embargo, debido a que en la mayoría de los casos en economía, los analistas disponen solamente de una realización de X_t , es difícil emprender dicha caracterización.

De todas formas, apoyados en el hecho que la distribución teórica existe, se puede escribir la media de X_t y la covarianza entre X_t y X_s como: $E(X_t) = \mu_t$ y

$Cov(X_t, X_s) = E(X_t - \mu_s)(X_s - \mu_s) = \sigma_{t,s}$, respectivamente. Debe tenerse en cuenta que $\sigma_{t,t} = \sigma_t^2$. Cuando los procesos siguen una distribución normal multivariada estos momentos son suficientes para caracterizar la distribución del proceso.

Sin embargo, con una distribución singular de X_t , nosotros no podemos computar las propiedades definidas arriba. Para resolver este inconveniente, se asume que el proceso es estacionario.

Se dice que un proceso es covarianza-estacionario o débil-estacionario²¹, cuando la media y la varianza son constantes y la covarianza entre las observaciones del proceso, en dos puntos en el tiempo, es independiente del tiempo y dependerá del rezago o de la distancia entre estos puntos en el tiempo.

Así las cosas, se puede escribir la media de X_t y la covarianza entre X_t y X_{t-k} como: $E(X_t) = \mu$ y $Cov(X_t, X_{t-k}) = E(X_t - \mu)(X_{t-k} - \mu) = \sigma_k^2$. Cuando $k = 0$, $\sigma_0 = \sigma_x^2$ la cual es finita.

En el mismo sentido, sea $G(X_{t+1}, X_{t+2}, X_{t+3}, \dots, X_{t+N})$ la función de distribución del proceso estocástico X_{t+j} , ($j = 1, 2, \dots, N$); X_{t+j} será estrictamente estacionaria si para algún valor positivo (entero) de N , G no depende de t . Por lo tanto, estricta estacionaridad implica débil estacionaridad pero no al contrario, a menos que el proceso siga una distribución normal N -dimensional, caso en el cual las definiciones son equivalentes. En la práctica, es más común tratar con

²⁰ El desarrollo de este concepto sigue de cerca el de Granger y Newbold (1986).

²¹ También conocida como estacionaridad en sentido amplio o estacionaridad de segundo orden.

estacionaridad débil debido a que el concepto de estacionaridad estricta demanda mucho más que el primero.

De acuerdo, entonces, con las cualidades requeridas para que un proceso sea estacionario, intuitivamente puede ser aceptado que cuando un proceso que cumple con ellas, es afectado por un choque, el efecto de este último es transitorio. Esto es, el efecto de una innovación en una variable estacionaria desaparece con el paso del tiempo y la variable retorna a su media “natural”, μ en nuestra notación²². Por exclusión, cuando la innovación choca un proceso no estacionario, su efecto nunca desaparece. Más aún, la varianza de un proceso estacionario es finita e independiente del tiempo. Finalmente, las autocorrelaciones (K_k) disminuyen cuando k se incrementa, para el caso estacionario, mientras que las K_k 's tienden a uno para todo k en el caso no estacionario²³.

Una vez conocido el concepto de estacionaridad, nos preguntamos si existen tendencias en varianza, es decir, que la varianza sea función del tiempo, lo que puede ser provocado, entre otros motivos, por la existencia de raíces unitarias en el polinomio de representación autoregresiva del proceso. Existe raíces unitarias cuando un proceso estocástico X_t requiere ser diferenciado d veces para hacerse estacionario, se dice que X_t tiene d raíces unitarias o que es integrada de orden d , $I(d)$.

²² Cuando una variable fluctúa alrededor de su media natural (o de largo plazo), se dice que dicha variable es media-revertible.

²³ Las autocorrelaciones de un proceso son definidas como $K_k = Cov(X_t, X_{t-k}) / Cov(X_t, X_t)$.

Granger y Newbold (1974) han mostrado que las regresiones serán espurias²⁴ cuando en un modelo econométrico bivariado, las dos variables, se comportan como un *random walk*; en otras palabras, cuando cada variable en el modelo tiene una raíz unitaria, el resultado, si se llega a obtener alguno, carecerá de significado. Por su parte, Ohanian (1988) con un estudio de Monte Carlo, obtuvo que cuando las variables de un modelo VAR se comportan como una *random walk*, las regresiones podrían resultar en diferencia espurias debido a que las hipótesis nula de la exogeneidad de bloque es rechazada, en promedio, más que el nivel de significancia. Consecuentemente, Ohanian sugiere que las variables se les debería eliminar la tendencia, incluyendo un componente determinístico o bien diferenciándolas, para alcanzar estacionaridad.

Considere la secuencia:

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Donde ε_t es ruido blanco (*white noise*). Cuando ρ es igual a uno, la ecuación (1) se convierte en un proceso *random walk*. Considere ahora el proceso:

$$X_t = \beta_0 + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

Aquí si ρ es igual uno, (15) se convierte en un proceso *random walk* con deriva (β_0). En ambas ecuaciones, si X_t recibe un choque en cualquier momento, el efecto de dicho choque permanecerá en el tiempo; en este caso, X_t seguirá una tendencia estocástica.

²⁴ Esta expresión se refiere a las regresiones que exhiben simultáneamente un alto R^2 y un bajo Durbin-Watson

Note, sin embargo, que esos procesos se hacen estacionarios al diferenciar la variable [i.e. $\Delta X_t = (X_t - X_{t-1})$ es estacionario] o integrado de orden uno (1), [i.e. $X_t \sim I(1)$, en la notación usual].

Cuando $|\rho| < 1$, se dice que los procesos (14) y (15) son estacionarios²⁵

[i. e. $X_t \sim I(0)$] o que ellos no tienen raíces unitarias; en este caso las cosas son diferentes ya que si X_t recibe un choque, sus efectos serán temporales y desaparecerán. La velocidad de disipación de tales efectos depende de la cercanía de ρ a cero.

Este análisis puede ser hecho considerando una tendencia determinística. Por lo tanto, podemos escribir:

$$X_t = \beta_0 + \beta_1 t + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

Convencionalmente, para hacer contrastes de hipótesis paramétricas, los procesos (14), (15) y (16) son respectivamente escritos como:

$$\Delta X_t = \lambda X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (17)$$

$$\Delta X_t = \beta_0 + \lambda X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

(autocorrelación serial lineal y positiva de orden uno).

²⁵ Aquí no estamos interesados en el caso en que $\rho > 1$, el cual representa proceso explosivo (no estacionario).

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 t + \lambda X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (19)$$

Donde $\lambda = \rho - 1$. Estas regresiones son construidas para llevar a cabo lo que se conoce como la prueba de Dickey-Fuller (DF) para raíces unitarias, en el cual la hipótesis nula es la de no estacionaridad ($H_0 : \lambda = 0$) y los errores se asumen independientes y con varianza constante. Adicionalmente, estos *test* son de una cola ($H_1 : \lambda < 0$) y mantienen sus propios valores críticos (diferentes de los estándar). La presencia o ausencia de acumulación y de una tendencia determinística en la formulación de la hipótesis nula afecta la distribución de los estadísticos (Dickey y Fuller, 1979). Los valores críticos para contrastar la hipótesis nula son comúnmente identificados como τ , $\tau\mu$, y $\tau\beta$ para las ecuaciones (17), (18) y (19) respectivamente²⁶.

La construcción del *test* Dickey-Fuller Aumentado (ADF), es similar a la construcción del de Dickey-Fuller. ADF incorpora términos adicionales para excluir la autocorrelación serial en el término de error. De esta forma tenemos,

$$\Delta X_t = \lambda X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17')$$

$$\Delta X_t = \beta_0 + \lambda X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (18')$$

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 t + \lambda X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (19')$$

En estos casos, la magnitud del rezago (k) debería ser tal que no exista alguna autocorrelación serial. Sin embargo, cuanto mayor sea k , menor será el poder de

los *tests* debido a la pérdida de grados de libertad producida por la estimación de parámetros adicionales.

Note que los valores críticos τ , $\tau\mu$, y $\tau\beta$ son aún válidos para (17'), (18'), y (19').

Para raíces unitarias de mayor orden (r); la expresión, sin constante, podría ser:

$$\Delta^r X_t = \lambda X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta^{r-1} X_{t-1} + \varepsilon_t; \quad (k < r) \quad (20)$$

Test que es llevado a cabo como los anteriores. Nuestros resultados sobre los tests de raíces unitarias están en el anexo. Sin embargo, de acuerdo con ellos las series son no estacionarias ya que debido a que los valores de significancia de los coeficientes pertinentes de las variables en niveles no están más a la izquierda de los valores críticos, estas no se pueden rechazar la hipótesis nula de no estacionalidad. Sin embargo, las variables si lo son en primeras diferencias.

Cointegración

El que exista una relación de cointegración entre un conjunto de variables significa que las perturbaciones tienen un efecto transitorio sobre dicha relación, mientras que tienen un efecto permanente sobre las variables individuales.

²⁶ Véanse las tablas 2,3,4,5, en los anexos para los valores críticos.

La existencia de una relación de cointegración entre un conjunto de variables puede interpretarse como la existencia de una relación lineal de equilibrio entre ellas, dada por el vector de cointegración. Centrándonos en el caso de las variables $I(1)$, las desviaciones de este equilibrio, recogen el retardo en la respuesta de la variable dependiente ante cambios en las explicativas. Pues bien, en el caso de cointegración estas desviaciones son estacionarias y, por tanto, tienen una varianza que no es función del tiempo. En otras palabras, aunque las variables implicadas en la relación sean integradas, es decir, con varianza infinita a largo plazo, existe una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables tal que las situaciones de desequilibrio son de carácter estacionario $[I(0)]$ y, por tanto, transitorias. Para que ello suceda, las tendencias estocásticas presentes en las variables, deben ser comunes a todas ellas de forma que se cancelen en la combinación lineal.

La definición de cointegración es provista por Engle y Granger (1987) y Granger y Newbold (1986). Si X_t y Y_t son dos series ambas $I(d)$, entonces, generalmente, es verdad que la combinación lineal $\varepsilon_t = X_t - aY_t$ será usualmente $I(d)$. Pero es posible que ε_t sea integrada de orden menor: $\varepsilon_t \sim I(d-b)$, $b > 0$.

Si ello es así, X_t y Y_t estarán co-integradas. Cuando $d = b = 1$, el parámetro permite una combinación lineal de variables no estacionarias²⁷ la cual es estacionaria [i.e. $\varepsilon_t \sim I(0)$]. Por lo tanto, tendencias estocásticas compartidas

²⁷ Hay dos puntos que vale la pena mencionar aquí. Primero, las variables consideradas en un modelo econométrico tienen que tener el mismo orden de integración. Segundo, si el modelo es multivariado, tendremos un vector de estimadores en lugar de un estimador singular; en tal caso, la posibilidad de unicidad de la combinación lineal que permite una regresión de co-integración (un vector de co-integración) es eliminada.

son la característica del concepto de cointegración. La implicación de este tipo de relacionamiento entre las variables es que ellas tienen componentes de largo plazo que desaparecen con la construcción, si éste es el caso, podemos decir que las variables están, en equilibrio y que el error de equilibrio ε_t –la desviación del equilibrio– cruzará la línea de la media (cero) frecuentemente y que será estacionario.

El procedimiento sugerido por Engle y Granger, para encontrar el relacionamiento de largo plazo entre las variables, requiere trabajar en niveles. Es decir, que este procedimiento no implica diferenciar las variables o eliminar la tendencia por medio de la inclusión de un elemento determinístico, el único requisito es que las variables tengan el mismo orden de integración. Este método uno de los posibles, para examinar la cointegración de las variables como fue bosquejado arriba, es conocido como procedimiento de dos pasos. Dicho método, recomienda primero correr el siguiente modelo (En nuestra investigación corresponde con la ecuación (4)).

$$X_t = C + aY_t + \varepsilon_t \quad (21)$$

donde las variables se asumen $I(1)$, y segundo efectuar el *test* para determinar la presencia de raíces unitarias en el proceso. Esto es, contrastar la hipótesis que ε_t es una serie no estacionaria [i.e. $\varepsilon_t \sim I(1)$]. En este caso, el *test* requerirá construir una ecuación para ε_t tal como:

$$\Delta \varepsilon_t = \lambda \varepsilon_{t-1} + \mu_t \quad (22)$$

o,

$$\Delta \varepsilon_t = \lambda \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta \varepsilon_{t-i} + \mu_t \quad (23)$$

para excluir alguna autocorrelación serial del proceso de error.

Si λ es, estadísticamente significativa, menor que cero, las variables X_t y Y_t están co-integradas y (21) es una regresión de cointegración²⁸. En otras palabras, el procedimiento Granger-Engle, usa el DF o ADF para contrastar la hipótesis nula de no estacionaridad de los procesos de error o más adecuadamente, la hipótesis nula de no estacionaridad de sus estimadores²⁹. Si la estacionaridad de los errores es obtenida, entonces el uso de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) en (21) estimará un valor que converge hacia el verdadero valor, más rápido que el estimador usual usando MCO. Así, α en la ecuación (21) es un estimador “super-consistente” (Stock, 1989). Una vez demostrada la cointegración, utilizamos el teorema de representación de Granger que establece la relación entre cointegración y el mecanismo de corrección del error (MCE), que es definido en las ecuaciones (7a) y (7b). Con el MCE se comprueba la existencia de relación de equilibrio entre las

²⁸ El procedimiento descrito tiene dos fallos fundamentales. Primero, el ordenamiento de las variables en el lado izquierdo o en el lado derecho podría producir diferentes resultados. Esto es, un resultado será obtenido si la regresión es ajustada como en (8), pero otro si la regresión es invertida [$Y_t = d + bX_t$]. En nuestro caso los resultados podrían ser diferentes cuando el *yield* externo explica el *yield* interno de aquellos que cuando el *yield* interno explica el *yield* externo a través de alguna regla de retroalimentación. Segundo, los resultados en este procedimiento de dos pasos se apoya en aquellos obtenidos en el primer paso.

²⁹ La hipótesis nula implica regresiones de variables no co-integradas.

variables $Y_{k,t}^i$ y $Y_{k,t}^e$ como se observa en las ecuaciones 12 y 13, ya que sí en una ecuación aparece el término de corrección del error ello significa que la variable dependiente de la misma viene causada por el resto de las variables de cointegración, es decir, si el parámetro de velocidad del ajuste es nulo (como se observa en las ecuaciones 12 y 13), podemos afirmar que el $Y_{k,t}^i$ causa a $Y_{k,t}^e$ y no a la inversa.

Los resultados de las pruebas y su interpretación se presentan , en la sección 4.

ANEXO 2.

PRUEBAS DE RAIZ UNITARIA SOBRE LAS SERIES EN NIVELES

Variabes	Dickey-Fuller aumentado*		
YIELD_I03 n = 103	$\tau_{\alpha\tau} = -0.5581$ VC: 3.42 $\tau_{\beta\tau} = 0.2474$ VC: 3.14	$\tau_{\tau} = 0.5268$ VC: -3.4535	Lags: 4 LB*: (0.599)
	$\tau_{\alpha\mu} = -1.6659$ VC: 2.86	$\tau_{\mu} = 1.8476$ VC: -2.8895	Lags: 4 LB*: (0.542)
		$\tau = 2.2910$ VC: -1.9432	Lags: 4 LB*: (0.749)
YIELD_E03 n = 106	$\tau_{\alpha\tau} = 0.5222$ VC: 3.42 $\tau_{\beta\tau} = 1.4774$ VC: 3.14	$\tau_{\tau} = -0.8446$ VC: -3.4523	Lags: 1 LB*: (0.338)

	$\tau_{\alpha\mu} = 0.0576$ VC: 2.86	$\tau_{\mu} = 0.5992$ VC: -2.8887	Lags: 1 LB*: (0.361)
		$\tau = 2.0209$ VC: -1.9431	Lags: 1 LB*: (0.361)
YIELD_I04 n = 56	$\tau_{\alpha\tau} = 3.4738$ VC: 3.47 $\tau_{\beta\tau} = 3.3138$ VC: 3.18	$\tau_{\tau} = -3.4630$ VC: -3.4904	Lags: 5 LB*: (0.744)
	$\tau_{\alpha\mu} = 0.9630$ VC: 2.89	$\tau_{\mu} = -0.9256$ VC: -2.9137	Lags: 5 LB*: (0.371)
		$\tau = 1.6453$ VC: -1.9465	Lags: 6 LB*: (0.732)
YIELD_E04 n = 58	$\tau_{\alpha\tau} = 1.7715$ VC: 3.47 $\tau_{\beta\tau} = 1.3645$ VC: 3.18	$\tau_{\tau} = -1.5394$ VC: -3.4875	Lags: 3 LB*: (0.845)
	$\tau_{\alpha\mu} = 0.9638$ VC: 2.89	$\tau_{\mu} = -0.2365$ VC: -2.9109	Lags: 2 LB*: (0.353)
		$\tau = 1.5224$ VC: -1.9462	Lags: 3 LB*: (0.752)
YIELD_I06 n = 23	$\tau_{\alpha\tau} = 2.1754$ VC: 3.59 $\tau_{\beta\tau} = -1.6911$ VC: 3.25	$\tau_{\tau} = -2.0810$ VC: -3.6219	Lags: 0 LB*: (0.322)
	$\tau_{\alpha\mu} = 1.8936$ VC: 2.97	$\tau_{\mu} = -1.8944$ VC: -2.9969	Lags: 0 LB*: (0.479)
		$\tau = -0.0502$ VC: -1.9566	Lags: 0 LB*: (0.334)
YIELD_E06 n = 22	$\tau_{\alpha\tau} = 4.3556$ VC: 3.59 $\tau_{\beta\tau} = -0.3589$ VC: 3.25	$\tau_{\tau} = -4.3362$ VC: -3.6330	Lags: 1 LB*: (0.408)
	$\tau_{\alpha\mu} = 4.4443$ VC: 2.97	$\tau_{\mu} = -4.4560$ VC: -3.0038	Lags: 1 LB*: (0.377)
		$\tau = -0.0593$ VC: -1.9592	Lags: 3 LB*: (0.333)

* La estimación del estadístico Ljung-Box (LB) se basa en el rezago de orden T/4 al 30% de significancia, entre paréntesis se reporta su correspondiente p-value.

ANEXO 3.

PRUEBAS DE RAIZ UNITARIA SOBRE LAS SERIES EN LOGARITMOS

	Variables	Dickey-Fuller aumentado*	
LYI03 N = 103	$\tau_{\alpha\tau} = -0.4423$ VC: 3.42 $\tau_{\beta\tau} = 0.3239$ VC: 3.14	$\tau_{\tau} = 0.4159$ VC: -3.4535	Lags: 4 LB*: (0.606)
	$\tau_{\sigma\mu} = -1.5992$ VC: 2.86	$\tau_{\mu} = 1.7689$ VC: -2.8895	Lags: 4 LB*: (0.532)
		$\tau = 2.2883$ VC: -1.9432	Lags: 4 LB*: (0.737)
LYE03 N = 106	$\tau_{\alpha\tau} = 0.8325$ VC: 3.42 $\tau_{\beta\tau} = 1.5538$ VC: 3.14	$\tau_{\tau} = -1.0625$ VC: -3.4523	Lags: 1 LB*: (0.302)
	$\tau_{\sigma\mu} = 0.2165$ VC: 2.86	$\tau_{\mu} = 0.3536$ VC: -2.8887	Lags: 1 LB*: (0.3179)
		$\tau = 1.8992$ VC: -1.9431	Lags: 1 LB*: (0.317)
LYI04 n = 56	$\tau_{\alpha\tau} = 3.4757$ VC: 3.47 $\tau_{\beta\tau} = 3.3161$ VC: 3.18	$\tau_{\tau} = -3.4655$ VC: -3.4904	Lags: 5 LB*: (0.739)
	$\tau_{\sigma\mu} = 0.9612$ VC: 2.89	$\tau_{\mu} = -0.9261$ VC: -2.9137	Lags: 5 LB*: (0.370)
		$\tau = 1.6472$ VC: -1.9465	Lags: 6 LB*: (0.729)
LYE04 n = 58	$\tau_{\alpha\tau} = 1.8313$ VC: 3.47 $\tau_{\beta\tau} = 1.3541$ VC: 3.18	$\tau_{\tau} = -1.5554$ VC: -3.4875	Lags: 3 LB*: (0.809)
	$\tau_{\sigma\mu} = 1.0001$ VC: 2.89	$\tau_{\mu} = -0.3344$ VC: -2.9109	Lags: 2 LB*: (0.369)
		$\tau = 1.5862$ VC: -1.9462	Lags: 3 LB*: (0.701)
LYI06 n = 23	$\tau_{\alpha\tau} = 2.1714$ VC: 3.59 $\tau_{\beta\tau} = -1.6958$ VC: 3.25	$\tau_{\tau} = -2.0827$ VC: -3.6219	Lags: 0 LB*: (0.324)
	$\tau_{\sigma\mu} = 1.8939$ VC: 2.97	$\tau_{\mu} = -1.8945$ VC: -2.9969	Lags: 0 LB*: (0.481)
		$\tau = -0.0462$ VC: -1.9566	Lags: 0 LB*: (0.336)

LYE06 n = 22	$\tau_{\alpha\tau} = 4.3600$ VC: 3.59 $\tau_{\beta\tau} = -0.3393$ VC: 3.25	$\tau_{\tau} = -4.3402$ VC: -3.6330	Lags: 1 LB*: (0.406)
	$\tau_{\alpha\mu} = 4.4526$ VC: 2.97	$\tau_{\mu} = -4.4633$ VC: -3.0038	Lags: 1 LB*: (0.376)
		$\tau = -0.0553$ VC: -1.9592	Lags: 3 LB*: (0.327)

* La estimación del estadístico Ljung-Box (LB) se basa en el rezago de orden T/4 al 30% de significancia, entre paréntesis se reporta su correspondiente p-value.

ANEXO 4.

PRUEBAS DE RAIZ UNITARIA SOBRE LAS PRIMERAS DIFERENCIA
DE LAS SERIES EN NIVELES

Variables	Dickey-Fuller aumentado*		
DYIELD_I03 n = 103	$\tau_{\alpha\tau} = -0.4394$ VC: 3.42 $\tau_{\beta\tau} = 1.7855$ VC: 3.14	$\tau_{\tau} = -4.3732$ VC: -3.4535	Lags: 3 LB*: (0.721)
	$\tau_{\alpha\mu} = 2.1429$ VC: 2.86	$\tau_{\mu} = -4.0020$ VC: -2.8895	Lags: 3 LB*: (0.756)
		$\tau = -3.3623$ VC: -1.9432	Lags: 3 LB*: (0.767)
DYIELD_E03 n = 106	$\tau_{\alpha\tau} = -0.2218$ VC: 3.42 $\tau_{\beta\tau} = 1.3556$ VC: 3.14	$\tau_{\tau} = -8.5171$ VC: -3.4523	Lags: 0 LB*: (0.355)
	$\tau_{\alpha\mu} = 1.9266$ VC: 2.86	$\tau_{\mu} = -8.3951$ VC: -2.8887	Lags: 0 LB*: (0.341)
		$\tau = -8.0682$ VC: -1.9431	Lags: 0 LB*: (0.305)
DYIELD_I04 n = 55	$\tau_{\alpha\tau} = 0.4209$ VC: 3.47 $\tau_{\beta\tau} = 0.4116$ VC: 3.18	$\tau_{\tau} = -3.2931$ VC: -3.4919	Lags: 5 LB*: (0.649)
	$\tau_{\alpha\mu} = 1.6588$ VC: 2.89	$\tau_{\mu} = -3.4110$ VC: -2.9146	Lags: 5 LB*: (0.677)
		$\tau = -2.9303$ VC: -1.9465	Lags: 5 LB*: (0.679)
DYIELD_E04 n = 58	$\tau_{\alpha\tau} = 0.8782$ VC: 3.47 $\tau_{\beta\tau} = 0.0434$ VC: 3.18	$\tau_{\tau} = -4.0676$ VC: -3.4875	Lags: 2 LB*: (0.827)
	$\tau_{\alpha\mu} = 2.4025$ VC: 2.89	$\tau_{\mu} = -7.3924$ VC: -2.9109	Lags: 1 LB*: (0.312)
		$\tau = -3.5979$ VC: -1.9462	Lags: 2 LB*: (0.845)
DYIELD_I06 n = 22	$\tau_{\alpha\tau} = 1.7930$ VC: 3.59 $\tau_{\beta\tau} = -1.9768$ VC: 3.25	$\tau_{\tau} = -7.3409$ VC: -3.6330	Lags: 0 LB*: (0.887)

	$\tau_{\alpha\mu} = -0.0153$ VC: 2.97	$\tau_{\mu} = -6.6094$ VC: -3.0038	Lags: 0 LB*: (0.917)
		$\tau = -6.7833$ VC: -1.9574	Lags: 0 LB*: (0.917)
DYIELD_E06 n = 20	$\tau_{\alpha\tau} = 0.3095$ VC: 3.59 $\tau_{\beta\tau} = -0.3313$ VC: 3.25	$\tau_{\tau} = -4.5884$ VC: -3.6591	Lags: 2 LB*: (0.540)
	$\tau_{\alpha\mu} = 0.0046$ VC: 2.97	$\tau_{\mu} = -4.7215$ VC: -3.0199	Lags: 2 LB*: (0.509)
		$\tau = -4.8752$ VC: -1.9592	Lags: 2 LB*: (0.509)

* La estimación del estadístico Ljung-Box (LB) se basa en el rezago de orden T/4 al 30% de significancia, entre paréntesis se reporta su correspondiente *p-value*.

ANEXO 5.

PRUEBAS DE RAIZ UNITARIA SOBRE LAS PRIMERAS DIFERENCIAS
DE LOS LOGARITMOS DE LAS SERIES

Variables	Dickey-Fuller aumentado*		
DLYI03 n = 103	$\tau_{\alpha\tau} = -0.4026$ VC: 3.42 $\tau_{\beta\tau} = 1.7488$ VC: 3.14	$\tau_{\tau} = -4.4241$ VC: -3.4535	Lags: 3 LB*: (0.702)
	$\tau_{\alpha\mu} = -2.1557$ VC: 2.86	$\tau_{\mu} = -4.0713$ VC: -2.8895	Lags: 3 LB*: (0.744)
		$\tau = -3.4312$ VC: -1.9432	Lags: 3 LB*: (0.756)
DLYE03 n = 106	$\tau_{\alpha\tau} = -0.1029$ VC: 3.42 $\tau_{\beta\tau} = 1.1876$ VC: 3.14	$\tau_{\tau} = -8.4892$ VC: -3.4523	Lags: 0 LB*: (0.310)
	$\tau_{\alpha\mu} = 1.8776$ VC: 2.86	$\tau_{\mu} = -8.4082$ VC: -2.8887	Lags: 0 LB*: (0.310)
		$\tau = -6.7851$ VC: -1.9431	Lags: 1 LB*: (0.423)
DLYI04 n = 55	$\tau_{\alpha\tau} = 0.4258$ VC: 3.47 $\tau_{\beta\tau} = 0.4066$ VC: 3.18	$\tau_{\tau} = -3.2938$ VC: -3.4919	Lags: 5 LB*: (0.645)
	$\tau_{\alpha\mu} = 1.6600$ VC: 2.89	$\tau_{\mu} = -3.4121$ VC: -2.9146	Lags: 5 LB*: (0.672)
		$\tau = -2.9307$ VC: -1.9465	Lags: 5 LB*: (0.674)
DLYE04 n = 58	$\tau_{\alpha\tau} = 0.9562$ VC: 3.47 $\tau_{\beta\tau} = -0.0211$ VC: 3.18	$\tau_{\tau} = -4.1476$ VC: -3.4875	Lags: 2 LB*: (0.789)
	$\tau_{\alpha\mu} = 2.4005$ VC: 2.89	$\tau_{\mu} = -7.2796$ VC: -2.9109	Lags: 1 LB*: (0.313)
		$\tau = -3.6560$ VC: -1.9462	Lags: 2 LB*: (0.798)
DLYI06 n = 22	$\tau_{\alpha\tau} = 1.7958$ VC: 3.59 $\tau_{\beta\tau} = -1.9800$ VC: 3.25	$\tau_{\tau} = -7.3405$ VC: -3.6330	Lags: 0 LB*: (0.885)
	$\tau_{\alpha\mu} = -0.0156$ VC: 2.97	$\tau_{\mu} = -6.6065$ VC: -3.0038	Lags: 0 LB*: (0.917)
		$\tau = -6.7804$ VC: -1.9574	Lags: 0 LB*: (0.917)

DLYE06 n = 20	$\tau_{\alpha\tau} = 0.3046$ VC: 3.59 $\tau_{\beta\tau} = -0.3263$ VC: 3.25	$\tau_{\tau} = -4.5925$ VC: -3.6591	Lags: 2 LB*: (0.524)
	$\tau_{\alpha\mu} = 0.0040$ VC: 2.97	$\tau_{\mu} = -4.7266$ VC: -3.0199	Lags: 2 LB*: (0.494)
		$\tau = -4.8806$ VC: -1.9592	Lags: 2 LB*: (0.494)

* La estimación del estadístico Ljung-Box (LB) se basa en el rezago de orden T/4 al 30% de significancia, entre paréntesis se reporta su correspondiente *p-value*.

ANEXO 6.

Los valores críticos para las estadísticas t de μ_{1t}^A , μ_{2t}^A , μ_{1t}^Q y μ_{2t}^Q son provistos por Engle y Yoo (1987). Para un residual de regresión de co-integración de dos variables, los valores críticos -sin rezagos- son:

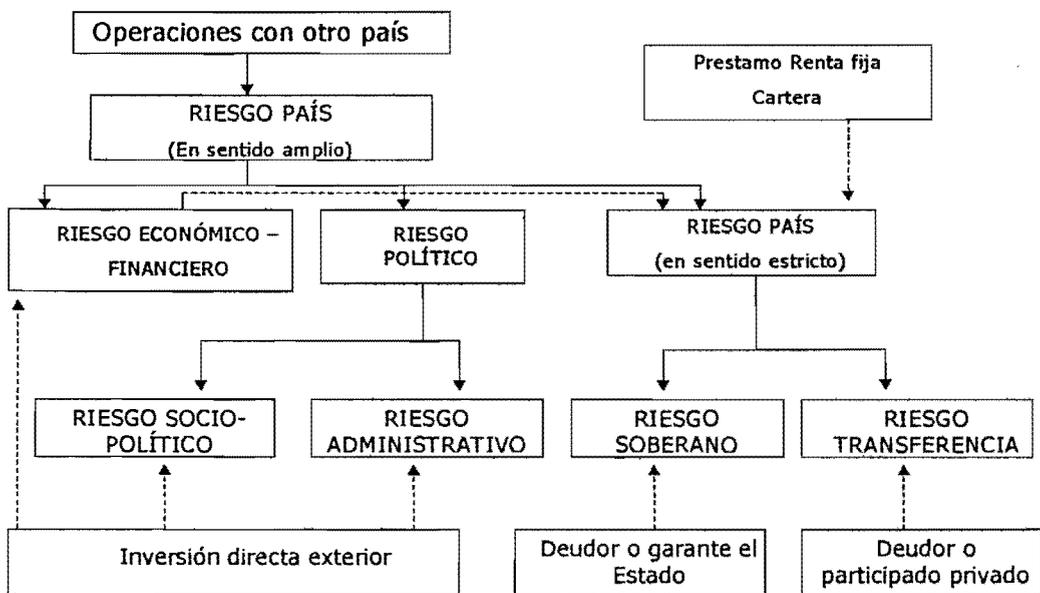
Tamaño de la muestra	Nivel de significancia		
	1%	5%	10%
50	-4.32	-3.67	-2.90
100	-4.07	-3.43	-2.29
200	-4.00	-3.43	-3.02

ANEXO 7.

EL RIESGO PAIS

El riesgo país (country risk) hace referencia a la incertidumbre asociada al rendimiento de la inversión que surge al negociar con las empresas o instituciones de un Estado determinado. Es decir trata de posibles consecuencias negativas referentes al valor de los activos situados en dicho Estado o a los derechos de los residentes del mismo, como consecuencia de alteraciones en las estructuras políticas, económicas y sociales del país en cuestión.

Dentro del concepto general de riesgo país podemos encontrar varios tipos de riesgo que conviene distinguir (aunque esto a veces resulta difícil porque ni siquiera los especialistas se ponen de acuerdo en las definiciones³⁰) y que se muestra esquemáticamente en:



Riesgo político y riesgos país: tipos [Tomado de RODRIGUEZ, Arturo: "El riesgo país: concepto y formas de evaluación". Cuadernos de Gestión. No 19, junio 1997. Pág. 46]

³⁰ Aquí seguimos el trabajo de RODRIGUEZ, Arturo: "El riesgo país: concepto y formas de evaluación". Cuadernos de Gestión. No. 19, junio 1997. Págs. 41-65.

- a) *El riesgo económico –financiero*, hace referencia tanto al grado de incertidumbre sobre los resultados operativos del proyecto de inversión llevado a cabo en ese Estado, como a la incertidumbre asociada al grado de dificultad para hacer frente al servicio de la deuda contraída para llevar a cabo dicho proyecto.
- b) *El riesgo político* corresponde a la posibilidad de quebrantos patrimoniales debidos a la actuación gubernamental o a las fuerzas políticas y sociales del país anfitrión, o de países vecinos que pueden afectar a éste. Se puede subdividir en un *riesgo político estricto* (quebrantos producidos por acciones gubernamentales específicas dirigidas contra una empresa determinada, convulsiones sociales, etc.) y en un *riesgo administrativo* (posibilidad de aumentar restricciones a las empresas extranjeras en un país debido a intervenciones, generalmente no específicas, de las autoridades).
- c) *El riesgo país estricto* es el que asume por el hecho de adquirir activos financieros emitidos por entidades de un Estado extranjero, o por conceder préstamos o créditos a residentes del mismo. En concreto, se refiere a la posibilidad de que, globalmente respecto de dicho Estado, el cobro de los dividendos, intereses y/o principal de la deuda se retrase o no sea posible. Podemos subdividir este riesgo en dos componentes:
1. *Riesgo soberano (sovereign risk)* surge cuando el deudor o garante de la deuda es el Estado, que puede negarse al pago por razones de soberanía.

2. *El riesgo de transferencia*, que aparece cuando el deudor o participado es una entidad privada, que no puede acceder a las divisas necesarias para realizar pagos a que está obligada.

La valoración del riesgo país

Hay dos formas de valorar el riesgo país: el método macro, que analiza el Estado desde un punto de vista global, y el método micro, que analiza desde la visión de la empresa. Basándose en uno u en otro surgen unos servicios de análisis de este tipo de riesgo que plasman en un índice de calificación de ese país en concreto. Estos índices, generalmente, reflejan la estabilidad del ambiente político local (cambios en el gobierno, niveles de violencia, conflictos externos o internos, etc.). entre las instituciones que valoran el riesgo país podemos destacar a *Standard & Pooors*, *Moody's*, las revistas *The Economist*, *Euromoney*, *institutional Investor*, etc.

En la tabla 1.se muestra un sistema de valoración empleado por *Euromoney* que pregunta a un panel de expertos su opinión sobre todos o alguno de los componentes que aparecen en dicha tabla, en la que se da una ponderación del 40 por 100 a los indicadores analíticos, un 20 por 100 a los crediticios y otro 40 por 100 a los indicadores de mercado.

Tabla 1. Sistema de valoración de riesgo Euromoney (Fuente: BUCKEY, Adrian: International Capital Budgeting. Prentice Hall. Londres. 1996. Pág.323).

Componentes	Ponderación (%)
<i>Indicadores analíticos</i>	40
<i>Indicadores económicos</i>	15
<i>Servicio de la deuda/Exportaciones</i>	
<i>Balanza de pagos/PIB</i>	
<i>Deuda extrema/PIB</i>	
<i>Riesgo político</i>	15
<i>Riesgo económico</i>	15
<i>Indicadores crediticios</i>	20
<i>Registro del servicio de la deuda</i>	15
<i>Facilidad de renegociación</i>	5
<i>Indicadores de mercado</i>	40
<i>Acceso a los mercados de bonos</i>	15
<i>Venta de papel a corto plazo</i>	10
<i>Acceso al mercado de forfaiting³¹</i>	15

³¹ El forfaiting consiste en efectos comerciales en divisas a medio-largo plazo que son avalados por los bancos de primera fila, que el librador negocia con cláusula "sin mi responsabilidad" y que los bancos tomadores mantienen en su cartera o ceden en el mercado.