

LA VOLATILIDAD DE LOS SPREADS SOBERANOS EN LATINOAMÉRICA

Nuria Alonso

nuria.alonso@urjc.es

Universidad Rey Juan Carlos

Abstract

El *spread* ha sido el indicador más utilizado en el análisis de los *defaults* de la deuda soberana como medida de aproximación al riesgo de crédito de los acreditados. Los inversores exigen en general mayores rendimientos a los bonos emitidos por los gobiernos de las economías denominadas emergentes que a los bonos emitidos por los gobiernos de las economías desarrolladas y puede conjeturarse que esa exigencia está asociada a la percepción de un mayor riesgo. Sin embargo, la información contenida en los *spreads* es multifacética y su análisis es complejo debido a la cantidad de factores que están detrás y a su variabilidad. En el presente trabajo se analizan precisamente las fluctuaciones en el comportamiento de los *spreads* mediante modelos de volatilidad que capturan las características principales del proceso estocástico subyacente, sensibles a acontecimientos singulares como procesos electorales, contagios o noticias cuya incidencia sería difícil de capturar con datos de otra frecuencia.

Keywords: Deuda soberana, spreads, riesgos financieros, default, modelos de volatilidad

JEL: H27, H63, H81, E44

LA VOLATILIDAD DE LOS SPREADS SOBERANOS EN LATINOAMÉRICA

1.- Introducción

La historia económica reciente de Latinoamérica ha estado ligada a los problemas de déficit y endeudamiento de los sectores públicos, empezando por la crisis de la deuda del principio de los años 80, que trajo consigo la denominada "década perdida" de la economía latinoamericana, y sin olvidar los episodios de crisis económicas y financieras de varios países¹ de la región y que han estado estrechamente relacionados con incumplimientos de las obligaciones de la deuda o con dificultades para obtener la financiación necesaria para financiar el déficit público.

Esto ha traído consigo importantes restricciones de gasto público condicionadas por el coste de las emisiones de deuda pública que suponen una fuerte restricción a la política fiscal de estos países. El coste de las emisiones de deuda pública depende de la valoración de los inversores del riesgo de crédito de las emisiones que puede observarse a partir del diferencial o *spread* de tipo de interés sobre el tipo libre de riesgo. El *spread* serviría como índice de la calidad crediticia del emisor o, incluso, del país de tal modo que en ocasiones se habla del *spread* como indicador del "*riesgo país*".

Los precios de los bonos soberanos que se negocian en los mercados secundarios permiten obtener el *spread* o, con más precisión, la diferencia entre la rentabilidad al vencimiento del bono y la rentabilidad al vencimiento de un bono de igual plazo residual emitido por un emisor que convencionalmente se considera libre de riesgo de crédito (en dólares los bonos emitidos por el Tesoro de Estados Unidos).

¹ México en 1994, Brasil en 1999, Ecuador en 1999 y Argentina en 2001.

Este *spread* ha sido objeto de análisis desde diferentes puntos de vista y con variadas metodologías. Existe un amplio consenso sobre que los *spreads* reflejan las percepciones de los inversores respecto el riesgo de crédito. Los inversores exigen en general mayores rendimientos a los bonos emitidos por los gobiernos de las economías denominadas emergentes que a los bonos emitidos por los gobiernos de las economías desarrolladas y puede conjeturarse que esa exigencia está asociada a la percepción de un mayor riesgo.

Los inversores que compran bonos están expuestos a un conjunto de riesgos. El riesgo de crédito se refiere a la posibilidad de que el emisor no cumpla sus obligaciones contractuales de pago de los intereses y/o el principal. El riesgo de crédito depende fundamentalmente de las características del emisor pero también puede estar influido por factores sistémicos. En el caso del riesgo de crédito soberano se conjugan dos factores: la capacidad de pago y la voluntad de pago².

Otro riesgo importante es el riesgo de mercado, dado que los bonos son negociados en mercados secundarios y los precios fluctúan por cambios en la oferta y la demanda. Diversos factores afectan a los movimientos de los precios; uno de los más importantes son los cambios de los tipos de interés de los bonos libres de riesgo y de los tipos de interés a corto plazo (LIBOR), pero otros tienen su origen en la percepción de los inversores sobre la capacidad del emisor para hacer frente a sus compromisos, por lo que el riesgo de mercado y el riesgo de crédito están interrelacionados. A su vez los factores que influyen sobre los inversores para evaluar la capacidad de pago del emisor cubren un amplio espectro, desde la evolución de la economía en los países desarrollados (debido a la importancia de los flujos comerciales y los flujos de capital para la obtención de divisas), como los períodos electorales (por la incertidumbre sobre las políticas económicas de los candidatos), así como la información generada por la publicación de nuevos datos

² Estos dos factores también existen en el riesgo de crédito corporativo pero en el caso del riesgo soberano la determinación de la voluntad de pago por factores políticos es muy relevante.

macroeconómicos, los cambios de las calificaciones crediticias de las agencias, hasta los procesos de crisis o turbulencias de otras economías emergentes (efecto contagio).

Por último, y no menos importante, está el riesgo de liquidez. Los mercados presentan mayor o menor liquidez, es decir mayor o menor capacidad para que un inversor pueda realizar una transacción con rapidez y sin que los precios se vean alterados significativamente por el anuncio de su deseo de comprar o vender. La liquidez en los mercados es siempre variable, pero en el caso de los mercados emergentes se han dado crisis de liquidez cuando en determinadas circunstancias existe la imposibilidad de realizar transacciones, salvo con una reducción enormemente significativa de los precios, y en algunos casos prácticamente imposible. El riesgo de liquidez también está muy relacionado con el riesgo de crédito y con los procesos de contagio.

Existen otros factores relevantes que influyen sobre los precios de los bonos soberanos y por lo tanto en los *spreads*. Un factor muy relevante es el denominado "apetito al riesgo de los inversores". La caída de la rentabilidad de los activos libre de riesgo puede provocar la búsqueda de mayores rentabilidades asumiendo mayores riesgos. Pero el proceso de compra de los bonos soberanos presiona al alza los precios y reduce temporalmente los *spreads*. El efecto contrario se produce cuando en un comportamiento de rebaño los inversores huyen de los activos con riesgo buscando refugio en los activos libre de riesgo, la denominada "huida a la calidad". La presión vendedora tensiona los precios a la baja y aumentan los *spreads*. Por último hay que añadir que no todas las emisiones tienen el mismo tamaño y tampoco son negociadas con igual frecuencia lo que determina unas condiciones de liquidez específicas para cada emisión con influencia sobre sus precios y por lo tanto sobre el *spread*.

Por todo lo anterior es razonable plantearse que la información contenida en los *spreads* es multifacético y que su análisis es complejo debido a la cantidad de factores que están detrás y a su variabilidad. En cualquier caso los *spreads*

son muy relevantes como indicador del coste de la deuda de los gobiernos y también como indicadores de riesgo país, ya que así se utilizan, lo que a su vez influye sobre las expectativas de los agentes y sobre las variables económicas en un ciclo de retroalimentación.

2.- Determinación analítica del *spread*

Precio de un bono con cupones y riesgo de crédito

Sea un bono que paga un cupón anual de importe C. Suponemos que la probabilidad de *default* es constante y que se puede modelizar con un proceso de Poisson de parámetro λ . Bajo esta hipótesis la probabilidad de no *default* hasta la fecha t es $e^{-\lambda t}$ y la probabilidad de *default* anualizada es $1 - e^{-\lambda}$. Esta probabilidad es aproximadamente λ cuando λ es muy pequeña. Por ese motivo se denomina probabilidad anualizada de *default* a λ o simplemente probabilidad de *default*.

Se supone también que R, la tasa de recuperación, es constante. Esta tasa está definida sobre el principal del bono. El precio de un bono con cupón anual C, calculado con el principio de valoración riesgo neutral, viene dado por:

$$P = \sum_{i=1}^n \frac{C e^{-i\lambda}}{(1+r)^i} + \frac{e^{-n\lambda}}{(1+r)^n} + R \sum_{i=1}^n \frac{1}{(1+r)^i} \left[e^{-(i-1)\lambda} - e^{-i\lambda} \right]$$

En donde n es el número de pagos hasta el vencimiento y r el tipo de interés libre de riesgo.

A continuación realizamos un cambio de variable de tal manera que

$$e^{i\lambda} = (1 + \Lambda)^i \quad \lambda = \ln(1 + \Lambda) \quad \Lambda = e^{\lambda} - 1$$

Y el precio se puede escribir

$$P = \sum_{i=1}^n \frac{C}{(1+r)^i(1+\Lambda)^i} + \frac{1}{(1+r)^n(1+\Lambda)^n} + R \sum_{i=1}^n \frac{1}{(1+r)^i} \frac{\Lambda}{(1+\Lambda)^i}$$

Ahora vamos a obtener la relación entre s , el *spread* o prima de riesgo, la tasa de recuperación R y la probabilidad de incumplimiento Λ .

El *spread* " s " está dado por la ecuación
$$P = \sum_{i=1}^n \frac{C}{(1+r+s)^i} + \frac{1}{(1+r+s)^n}$$

Aunque por conveniencia el *spread* se expresa de forma multiplicativa, es decir

$$1+r+s = (1+r)(1+S)$$

El precio del bono es
$$P = \sum_{i=1}^n \frac{C}{(1+r)^i(1+S)^i} + \frac{1}{(1+r)^n(1+S)^n}$$

La relación entre el *spread*, la tasa de recuperación y la probabilidad de incumplimiento se obtiene igualando las expresiones de los precios.

$$\sum_{i=1}^n \frac{C}{(1+r)^i(1+\Lambda)^i} + \frac{1}{(1+r)^n(1+\Lambda)^n} + R \sum_{i=1}^n \frac{1}{(1+r)^i} \frac{\Lambda}{(1+\Lambda)^i} = \sum_{i=1}^n \frac{C}{(1+r)^i(1+S)^i} + \frac{1}{(1+r)^n(1+S)^n}$$

El precio es una variable observable y por lo tanto también el *spread*. Sin embargo ni la tasa de recuperación ni la probabilidad de incumplimiento son variables observables antes del *default*. La ecuación anterior establece la relación implícita entre tasa de recuperación y probabilidad de incumplimiento dado el *spread* y bajo el principio de valoración riesgo neutral. Analíticamente se puede representar mediante

$$f(S, R, \Lambda) = 0$$

Y es posible despejar S mediante métodos numéricos. Un caso particular es que la tasa de recuperación sea nula. En ese caso el *spread* viene dado por

$$s = (1+r)(1+s) - (1+r) = (1+r)\Lambda$$

Este valor de la probabilidad de incumplimiento suponiendo dado el *spread* es el menor valor posible ya que a medida que la tasa de recuperación aumenta también debe aumentar Λ .

La práctica habitual de los operadores del mercado para el cálculo del *spread* consiste en la obtención de la rentabilidad al vencimiento tomando como dato el precio negociado en el mercado secundario. Para el caso de un bono con cupones fijos, C , y amortización del principal a la par la rentabilidad al vencimiento, y , se obtiene de la ecuación,

$$P = \sum_i^n \frac{C}{(1+y)^{t_i}} + \frac{1}{(1+y)^{t_n}}$$

A la rentabilidad "y" se le resta la rentabilidad, "r", de un bono con la misma vida residual y divisa emitido por el Tesoro libre de riesgo de crédito. El *spread* se calcula mediante la diferencia $s = y - r$.

Para clarificar estas relaciones tenemos el caso sencillo de un bono cupón cero con plazo residual un año. El precio mediante la técnica de valoración riesgo neutral es,

$$P = \frac{PD \times R + 1 - PD}{1+r}$$

En la ecuación P es el precio, PD la probabilidad de incumplimiento, R la tasa de recuperación y r el tipo de interés libre de riesgo de crédito.

El precio calculado por la práctica del mercado es

$$P = \frac{1}{1+y} = \frac{1}{1+r+s}$$

Siendo s el *spread*. Igualando los segundos miembros de las dos ecuaciones se obtiene el valor del *spread*.

$$s = \frac{PD \times (1-R)}{1 - PD \times (1-R)}$$

Y alternativamente el valor de la probabilidad de incumplimiento en función del *spread* y la tasa de recuperación es,

$$PD = \frac{s}{(1-R)(1+s)}$$

3.- Determinantes de los *spreads*

3.1.- *Rating* y *spread*

Existen diversos intentos de explicar los *spreads*, o su variación, por medio de otras variables, entre las que se encuentran las denominadas fundamentales. Cantor y Packer estimaron varios modelos en el que la variable dependiente era el logaritmo del *spread*. En el primero la única variable explicativa era el *rating*, de una muestra de 35 países, y encontraron que el signo del coeficiente era el esperado, con un alto nivel de significación y un R cuadrado de 0,92. Este resultado demostraba la alta asociación entre la clasificación ordinal establecida por el *rating* y el *spread*.

Sin embargo, estos modelos se estiman con datos anuales por lo que se pierde la riqueza de los datos de *spread* diarios y no se observa la diferencia entre la variabilidad del *rating*, prácticamente inexistente, y la del *spread* que en muchas ocasiones es muy alta. Para mostrar esta situación se han relacionado *rating* y *spread* en unos gráficos que se muestran a continuación.

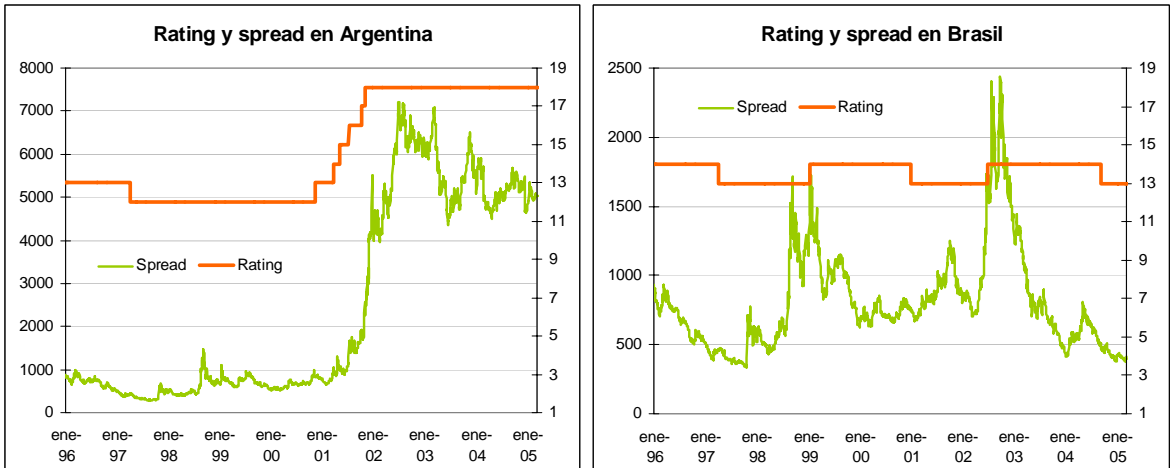
Se ha realizado una valoración cuantitativa del rating ascendentes, es decir, se asocia el valor 1 a la calificación AAA, 2 a AA+,... y así sucesivamente hasta la situación de default que tiene el valor 18. La razón de esta valoración es mantener el sentido del *spread*, es decir, una subida del *spread* supone un empeoramiento de las condiciones de crédito del país y, del mismo modo, una elevación de la valoración del *rating* supone un empeoramiento de la calificación crediticia del país. En definitiva, los ascensos muestran una situación de empeoramiento de la calidad crediticia del soberano.

En todos los gráficos el *spread* aparece en el eje de la izquierda y el *rating* en el de la derecha. El *spread* corresponde al Emerging Market Bond Index (EMBI) elaborado por J.P. Morgan y es un índice de bonos de países emergentes que supone el diferencial entre la deuda externa de un país emergente y la de EEUU y la unidad de medida son puntos básicos: 100 puntos básicos es igual a un punto porcentual³. El *rating* se ha obtenido de la publicación de Standard&Poor's "Sovereign Ratings History Since 1975" en la que aparecen las fechas exactas de los cambio de calificación.

Los primeros gráficos son los de Argentina y Brasil. En el caso de Argentina es probablemente en el que se observa una mayor apariencia de correlación entre ambas variables debido a que en el momento de la crisis las agencias revisaron en múltiples ocasiones la calificación soberana argentina. No obstante, para el *spread* la escala del gráfico comprende de 0 a 8000 puntos básicos por lo que no se observa claramente situaciones en las que se mantiene el *rating* y el *spread* fluctúa en más de 2000 puntos básicos (20 puntos porcentuales). Por el contrario, en el gráfico de Brasil si se ve claramente la fluctuación del *spread* y el mantenimiento prácticamente constante del *rating*.

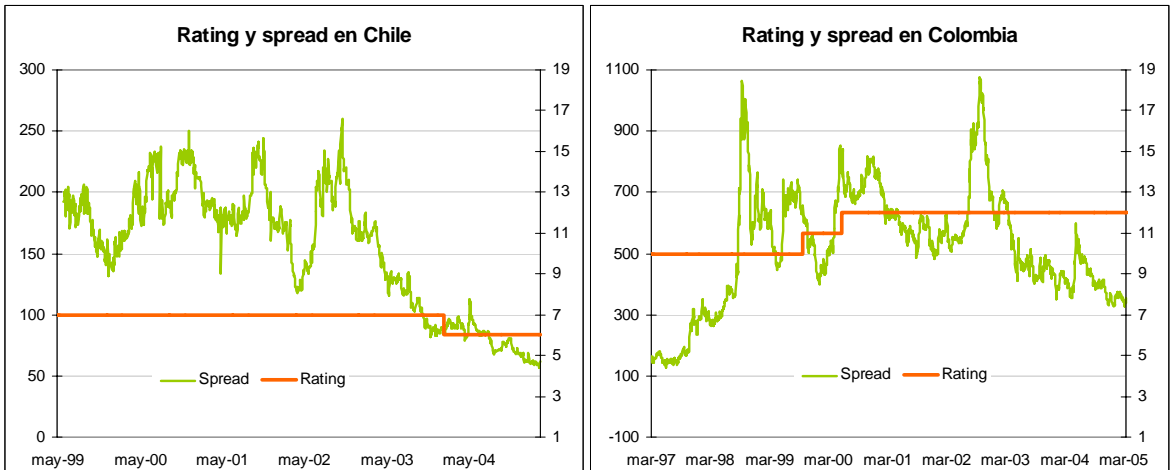
³ En 1994 Morgan estableció el índice Embi+, que mide el riesgo país de 15 naciones: Argentina, Brasil, Colombia, Ecuador, México, Panamá, Perú, Venezuela, Bulgaria, Corea del Sur, Marruecos, Nigeria, Filipinas, Polonia y Rusia.

Gráficos 1 y 2: Rating y spread de Argentina y Brasil



El resto de los gráficos son igualmente reveladores. En los gráficos 3 y 4 se muestra la información de Chile y Colombia y requiere poco comentario en cuanto a que resulta evidente la variabilidad del *spread* y el mantenimiento con muy pocos cambios del *rating*.

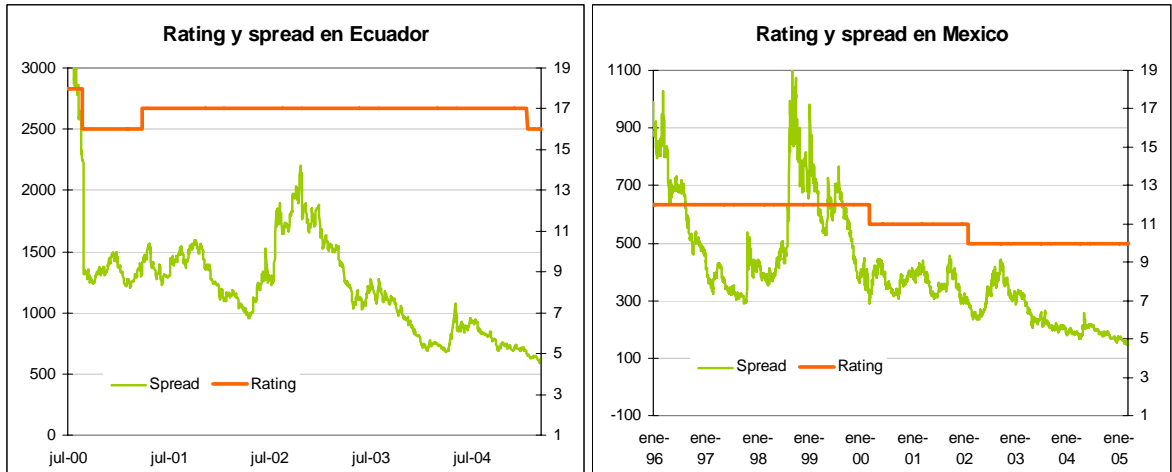
Gráficos 3 y 4: Rating y spread de Chile y Colombia



Los gráficos 5 y 6 que recogen los datos para Ecuador y México, y 7 y 8 con información de Perú y Venezuela muestran la misma situación de la que se ha hablado en párrafos anteriores. Ecuador se mantiene durante mucho tiempo

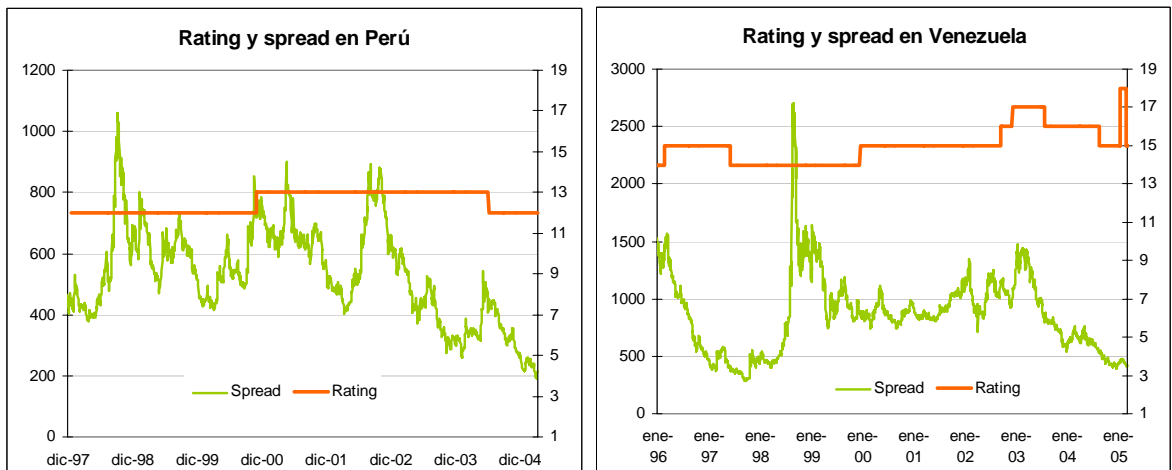
con un *rating* de 17 (que corresponde a CCC) y durante ese período el *spread* oscila entre un máximo de 2200 pb y un mínimo de 685 pb y en el caso de México ocurre algo parecido, durante todo el período en que tuvo un *rating* de BB el *spread* osciló entre un máximo de 1160 pb y un mínimo de 288 pb.

Gráficos 5 y 6: Rating y spread de Ecuador y México



Algo similar a lo que se ha comentado anteriormente ocurre en Perú y Venezuela, en este último la situación llega a la incongruencia de que a finales de 2004 y el principio de 2005 que es uno de los momentos en los que ha tenido un *spread* más bajo es cuando tiene un *rating* peor.

Gráficos 7 y 8: Rating y spread de Perú y Venezuela



3.2.- *Spread* y variables fundamentales

En otro modelo estimado por Cantor y Packer, que incluía las variables fundamentales utilizadas en el modelo explicativo del *rating* no encontraron ningún valor significativo de los coeficientes, salvo el de la variable del *rating*, y un R cuadrado inferior.

Un modelo sencillo permite relacionar el *spread* con un vector de variables explicativas si aceptamos la hipótesis de que el *rating* está determinado por ese vector y que la probabilidad de incumplimiento percibida por los inversores y el *rating* están estrechamente relacionados en la medida que el *rating* establece una relación ordinal sobre la verosimilitud de los incumplimientos.

La función de beneficio de un inversor se puede expresar, Souza (2004), mediante

$$\pi = [(1-p)i + Rp - r]B - C(B)$$

π es el beneficio, p la probabilidad de incumplimiento, i el tipo de interés del bono con riesgo, R la tasa de recuperación, r el tipo de interés libre de riesgo que se supone es el coste de financiación del inversor, B es el importe invertido en el bono con riesgo y $C(B)$ es el coste operativo que incluye los costes de información y comisiones.

La maximización del beneficio del inversor lleva a la condición

$$(1-p)i + Rp - r - C'(B) = 0$$

El *spread* s es la diferencia entre el tipo de interés del bono soberano y el tipo de interés libre de riesgo

$$s = i - r = \frac{p}{1-p}(r - R) + \frac{C'(B)}{1-p}$$

El *spread* es función de la probabilidad de incumplimiento, de la tasa de recuperación y del tipo de interés libre de riesgo. Si suponemos un modelo logístico para expresar la probabilidad de incumplimiento en función del vector de variables fundamentales, es decir,

$$p = \frac{\exp(\beta'x)}{1 + \exp(\beta'x)}$$

Siendo x el vector de variables explicativas y β el vector de parámetros, se llega a

$$s = \exp(\beta'x)(r - R) + (1 + \exp(\beta'x))C'(B) = \exp(\beta'x)(r - R + C'(B)) + C'(B)$$

Si adicionalmente se acepta que el coste marginal operativo es constante, se ha obtenido el *spread* en función del vector de variables explicativas de la probabilidad de incumplimiento.

Un trabajo pionero es Edwards (1984) que explica la variabilidad de los *spreads* utilizando las variables siguientes: 1) solvencia (deuda externa/PIB), 2) liquidez (reservas/PIB, servicio deuda/exportaciones, balanza cuenta corriente/PIB), 3) crecimiento (inversión/PIB, crecimiento PIB per cápita), 4) estabilidad (tasa de inflación, tasa de devaluación y variabilidad de las reservas) y 5) variables específicas de la deuda (plazo y tamaño de los préstamos). Edwards halló una relación positiva entre la variabilidad de los *spreads* y los tres primeros grupos de variables. Otros trabajos más recientes son Min (1998), Kamin y Kleist (1999), Eichengreen y Mody (2000) y Westphalen (2001).

En Westphalen (2001) se estima un modelo en el que la variable dependiente es la variación del *spread* y como variables explicativas utiliza la variación de los tipos de interés a corto plazo, la variación del nivel de la curva de los tipos

de interés libre de riesgo, la variación de la pendiente de la curva de los tipos de interés libre de riesgo, la variación de la distancia al incumplimiento, la variación de la volatilidad y, por último, los cambios en la economía mundial. Los resultados de la estimación del modelo son satisfactorios en términos del nivel de significación de los coeficientes y el signo esperado, pero el R cuadrado es muy bajo, 0,159, sugiriendo que la mayor parte de la varianza del cambio de los *spreads* no está vinculada a las variables del modelo. El autor aplica el análisis de componentes principales a los residuos y obtiene que el primer factor es responsable del 51% de la variación de los residuos lo que indica que otras variables desconocidas tienen gran responsabilidad de la variación de los *spreads*.

4.- Volatilidad

La búsqueda de los determinantes de los *spreads* soberanos se complementa con el análisis de la volatilidad. La existencia de datos diarios permite investigar el comportamiento de los *spreads* mediante modelos de volatilidad que capturan las características principales del proceso estocástico subyacente, sensibles a acontecimientos singulares como procesos electorales, contagios, noticias, y que serían difíciles de captar con datos de otra frecuencia. Sin embargo con datos diarios no es posible buscar relaciones con las variables fundamentales, dado que la mayoría se observan con frecuencias mensuales, trimestrales y anuales. Una excepción es la existencia de datos diarios para los tipos de interés libres de riesgo de crédito en dólares, que serán utilizados para contrastar en qué medida parte de la volatilidad de los *spreads* soberanos puede estar motivada por la volatilidad de los tipos de interés libres de riesgo.

4.1.- Modelos de volatilidad

La volatilidad de los rendimientos de una cartera depende de las varianzas y covarianzas entre los factores de riesgo de la cartera, además de las

sensibilidades de los activos individuales a dichos factores. Esto nos exige en primer lugar profundizar en el concepto de volatilidad.

Una aproximación no paramétrica⁴ consiste en decir que la variable X es más volátil que la variable Y, si

$$P(|x| > c) > P(|y| > c) \quad \text{para todo } c$$

Cuando estamos considerando la hipótesis de que las variables tienen una distribución simétrica y un caso particular de esto es que sean normales, entonces X es más volátil que Y si la varianza de X es mayor que la varianza de Y.

$$\sigma_X^2 > \sigma_Y^2$$

Si tenemos dos series temporales de rendimientos de dos activos, X e Y, el coeficiente de correlación se expresa mediante

$$\rho = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X)}\sqrt{\text{Var}(Y)}} = \frac{\sigma_{XY}}{\sigma_X\sigma_Y}$$

Hay que señalar que es necesario que X e Y se distribuyan conjuntamente y estacionariamente⁵ para la existencia de correlación.

La volatilidad calculada con datos diarios se anualiza mediante la regla de la raíz cuadrada del tiempo. Es decir $\sigma_{\text{anualizada}} = \sigma_{\text{día}} \sqrt{T} = \sigma_{\text{día}} \sqrt{250}$ bajo la hipótesis de 250 días hábiles de negociación durante el año.

⁴ No se impone a priori una determinada distribución de probabilidad.

⁵ Esto quiere decir que no sólo es necesario que las dos series sean estacionarias individualmente sino que la distribución conjunta tenga propiedades estacionarias, como las autocorrelaciones constantes.

La expresión anterior se apoya en la hipótesis de rendimientos independientes e idénticamente distribuidos. En el caso de que esta hipótesis se abandone tendremos que modificar la regla para agregar volatilidades o dicho de otra forma para anualizar la volatilidad basándonos en datos diarios.

Sea el rendimiento $R_t = \ln \frac{P_t}{P_{t-1}}$ que suponemos se distribuye según una normal de parámetros μ y σ

Para el rendimiento obtenido en T días tenemos

$$R_T = \ln \frac{P_T}{P_0} = \ln \frac{P_T}{P_{T-1}} \frac{P_{T-1}}{P_{T-2}} \dots \frac{P_1}{P_0} = \ln \frac{P_T}{P_{T-1}} + \ln \frac{P_{T-1}}{P_{T-2}} + \dots + \ln \frac{P_1}{P_0}$$

La varianza de R_T bajo la hipótesis anterior de variables aleatorias idénticamente distribuidas e independientes (por lo tanto con covarianzas nulas) es

$$\text{Var}(R_T) = \sigma_T^2 = \sigma^2 + \dots + \sigma^2 = \sigma^2 T$$

De esta igualdad se deduce que $\sigma_T = \sigma \sqrt{T}$

Modelos ARCH

Los procesos ARCH (autoregressive conditional heteroskedasticity), procesos condicionalmente heterocedásticos autorregresivos fueron introducidos por Engle(1982)⁶

Una definición de un proceso ARCH es aquel que está generado por

⁶ Ver Engle, R.F. (1995).

$$y_t = x_t' \beta + \varepsilon_t$$

donde x_t es un vector $k \times 1$ de variables exógenas, que puede incluir variables retardadas de la variable dependiente.

La característica esencial del modelo ARCH viene dada por la distribución condicional del error ε_t , respecto al conjunto de variables, y de información, definido por Ψ_{t-1} , donde

$$\Psi_{t-1} = \{y_{t-1}, x_{t-1}, y_{t-2}, x_{t-2}, \dots\}$$

El modelo original de Engle supone que el ruido se distribuye

$$\varepsilon_t / \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

donde

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2$$

con $\alpha_0 > 0$ y $\alpha_i \geq 0 \quad i = 1, 2, \dots, p$

para así obligar a que la varianza condicional sea positiva.

Como en $t-1$ se tiene que $\varepsilon_{t-i} = y_{t-i} - x_{t-i}' \beta$ es evidente que h_t varianza condicional en t es una función de los elementos de Ψ_{t-1}

Modelos GARCH

Bollerslev (1986)⁷ propuso una ampliación de la función varianza condicional especificando el modelo mediante

$$R_t = x_t' \beta + \varepsilon_t$$

⁷ Ver Engle, R.F. (1995).

$$\varepsilon_t / \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \dots + \beta_q h_{t-q}$$

con las restricciones

$$\alpha_0 > 0 \quad \text{y} \quad \alpha_i \geq 0 \quad i = 1, 2, \dots, p \quad \beta_j \geq 0 \quad j = 1, 2, \dots, q$$

para imponer que la varianza sea estrictamente positiva.

Un proceso GARCH de ordenes p y q se representa mediante GARCH(p,q)

Utilizando el operador retardo B, lo anterior se puede expresar

$$h_t = \alpha_0 + \alpha(B)\varepsilon_t^2 + \beta(B)h_t$$

$$\alpha(B) = \alpha_1 B + \dots + \alpha_q B^q$$

$$\beta(B) = \beta_1 B + \dots + \beta_p B^p$$

Si las raíces de $1 - \beta(z)$ están fuera del círculo unidad se puede escribir

$$h_t = \frac{\alpha_0}{1 - \beta(1)} + \frac{\alpha(B)}{1 - \beta(B)} \varepsilon_t^2 = \frac{\alpha_0}{1 - \beta(1)} + \sum_{i=1}^{\infty} \delta_i \varepsilon_{t-i}^2$$

donde δ_i es el coeficiente de B^i en el desarrollo de $\frac{\alpha(B)}{1 - \beta(B)}$

Esto demuestra que un GARCH(p,q) es un proceso ARCH de orden infinito con una estructura racional de retardos impuesta sobre los coeficientes.

4.2.- Aplicación a los países de la muestra

El análisis se ha realizado para los *spreads* de los bonos soberanos de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, México, Perú y Venezuela. Los datos diarios son del índice EMBI, elaborado por J.P. Morgan. Los intervalos muestrales son: 01/01/1996 a 14/03/2005 para Argentina, Brasil, Ecuador, México y Venezuela; 28/02/1997 a 14/03/2005 para Colombia; 31/03/1997 a 14/03/2005 para Perú; y 28/05/1999 a 14/03/2005 para Chile.

En primer lugar se realiza el análisis descriptivo de los *spreads* recogiendo sus principales estadísticos, media, mediana, desviación típica, máximo, mínimo, coeficiente de simetría y curtosis. Más adelante se analizará la existencia de raíces unitarias y en caso afirmativo los anteriores estadísticos no son más que parámetros descriptivos sin significación estadística, pero que proporcionan una primera visión del comportamiento de los *spreads*, junto con los gráficos de cada uno de ellos.

◀ *Argentina*

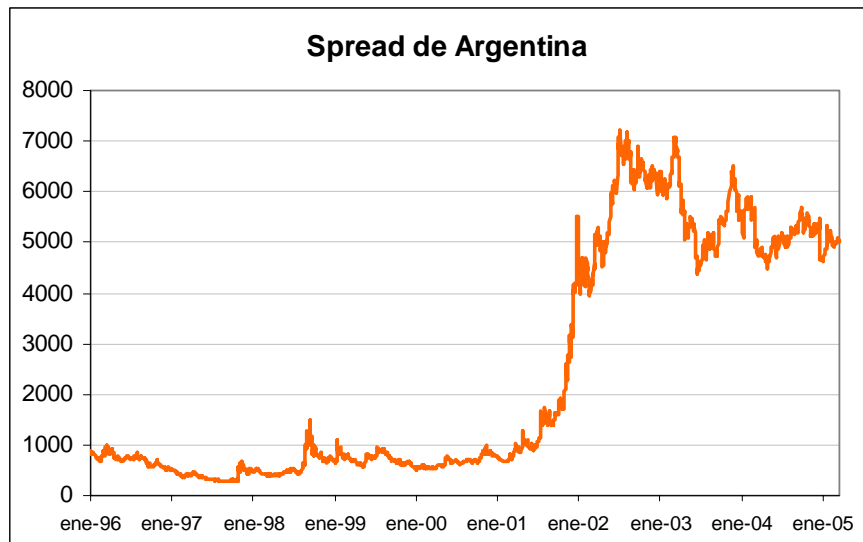
En el gráfico se observan dos períodos claramente diferenciados que corresponden a la etapa anterior al *default* y la etapa posterior. Aunque formalmente el *default* se produjo en enero de 2002, durante el último trimestre de 2001 el suceso estaba ampliamente descontado en las cotizaciones de los bonos. Para la confección de los estadísticos descriptivos se han considerado dos períodos, I: 01/01/1996 a 28/09/2001 y II: 01/10/2001 a 14/03/2005.

Los resultados se recogen en el cuadro 1

Cuadro 1: Resultados de Argentina

Periodo	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	D.T.	S	K	Observ.
I: 1/1/96 1/10/01	678	669	1755	280	257	1,34	5,94	1500
II: 2/10/01 14/3/05	5277	5233	7220	1652	992	-1,11	5,69	901

Gráfico 9: *Spread* de Argentina



El contraste de la existencia de raíces unitarias para la serie en nivel no rechaza la existencia de una raíz unitaria. Se han realizado los contrastes Dickey-Fuller aumentado, Phillips-Perron y KPSS, siendo coincidentes los resultados de los tres test. La serie primera diferencia del logaritmo neperiano también se ha sometido a los contrastes de raíz unitaria y los resultados señalan el rechazo a la existencia de raíz unitaria.

La presencia de efectos ARCH se ha detectado mediante un test de multiplicadores de Lagrange de Engle (1982). Después de diversos ensayos se ha obtenido el modelo GARCH(1,1) que se presenta a continuación:

$$\Delta \ln ARG_t = -0,001173 + \varepsilon_t \quad \varepsilon_{t/t-1} \sim N(0, h_t)$$

(-3,136)

$$h_t = 7,21E-05 + 0,254 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,687 h_{t-1}$$

(18,51) (25,09) (63,88)

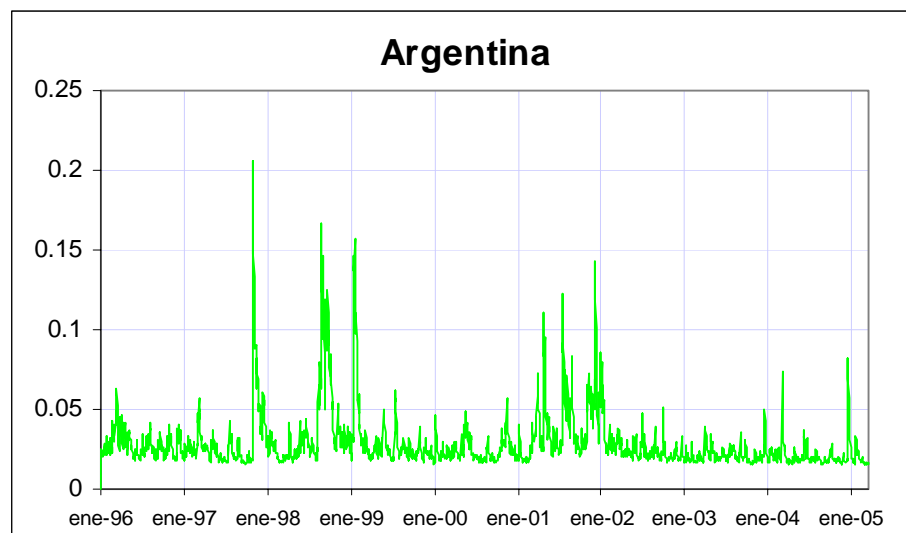
El *spread* definido por el índice EMBI de los bonos soberanos argentinos se ha denominado ARG_t . El modelo de la varianza verifica las condiciones para que la varianza esté definida,

$$\alpha_0 = 7,21E - 05 > 0 \quad \alpha_1 = 0,254 > 0 \quad \beta_1 = 0,687 > 0$$

y la suma de los parámetros α_1 y β_1 es menor que uno, lo que implica que la varianza incondicional de la variación logarítmica del *spread* es finita, mientras que la varianza condicional evoluciona a lo largo del tiempo. El contraste de la hipótesis $H_0 : \alpha_1 + \beta_1 = 1$ se rechaza dado que el estadístico $F_{1,2396}$ alcanza el valor 46,4 con un p-valor de 0,0000.

El gráfico de la desviación típica condicional se presenta a continuación:

Gráfico 10: Desviación típica condicional de Argentina



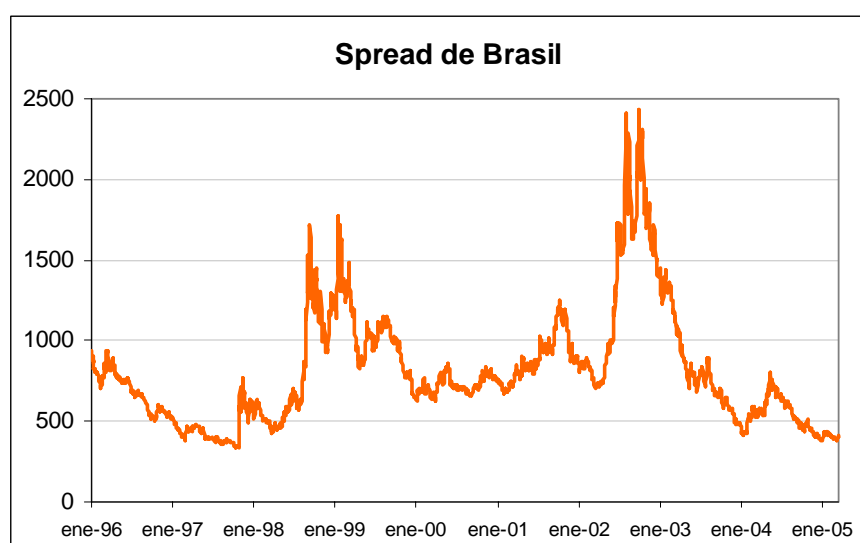
◀ *Brasil*

En el gráfico del *spread* soberano de Brasil destacan dos episodios en los que los *spreads* aumentan notablemente respecto a su nivel anterior. El primero está situado al comienzo de 1999, cuando se produjeron los fuertes ataques especulativos contra el real brasileño y el segundo corresponde al período de la última contienda electoral que terminó con la llegada a la presidencia de Brasil del candidato Lula da Silva.

Cuadro 2: Resultados de Brasil

Período	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	D.T.	S	K	Observ.
01/01/1996 14/03/2005	807	734	2436	337	359	1,50	5,95	2401

Gráfico 11: Spread de Brasil



El contraste de la existencia de raíces unitarias para la serie en nivel no rechaza la existencia de una raíz unitaria. Se han realizado los contrastes Dickey-Fuller aumentado, Phillips-Perron y KPSS, siendo coincidentes los resultados de los tres test. La serie primera diferencia del logaritmo neperiano también se ha sometido a los contrastes de raíz unitaria y los resultados señalan el rechazo a la existencia de raíz unitaria.

La presencia de efectos ARCH se ha detectado mediante un test de multiplicadores de Lagrange de Engle. Después de diversos ensayos se ha obtenido el modelo GARCH (1,1) que se presenta a continuación:

$$\Delta \ln \text{BRA}_t = -0,001758 + \varepsilon_t \quad \varepsilon_{t/t-1} \sim N(0, h_t)$$

(-3,899)

$$h_t = 3,71\text{E} - 05 + 0,195 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,764 h_{t-1}$$

(10,32) (20,60) (63,24)

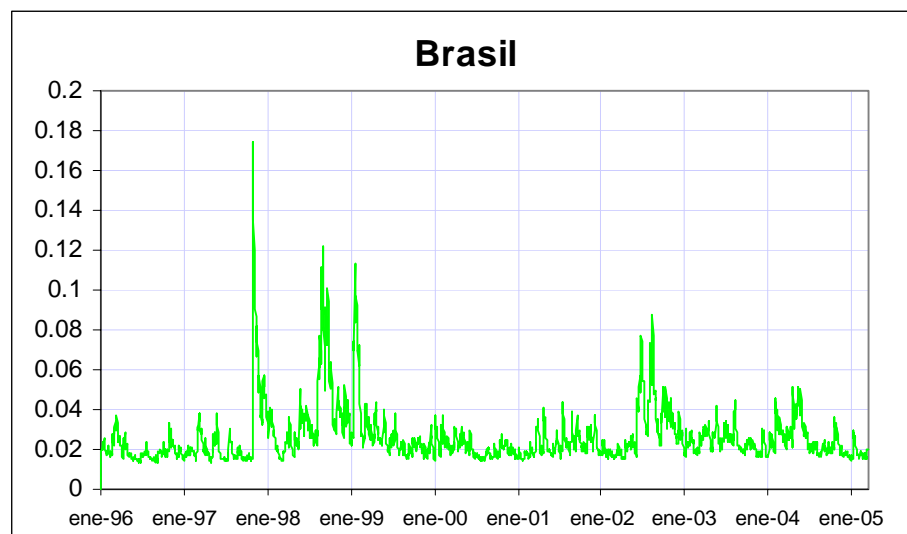
El *spread* definido por el índice EMBI de los bonos soberanos brasileños se ha denominado BRA_t . El modelo de la varianza verifica las condiciones para que la varianza esté definida,

$$\alpha_0 = 3,71\text{E} - 05 > 0 \quad \alpha_1 = 0,195 > 0 \quad \beta_1 = 0,764 > 0$$

y la suma de los parámetros α_1 y β_1 es menor que uno, lo que implica que la varianza incondicional de la variación logarítmica del *spread* es finita, mientras que la varianza condicional evoluciona a lo largo del tiempo. El contraste de la hipótesis $H_0 : \alpha_1 + \beta_1 = 1$ se rechaza dado que el estadístico $F_{1,2396}$ alcanza el valor 21,0 con un p-valor de 0,0000.

El gráfico de la desviación típica condicional se presenta a continuación

Gráfico 12: Desviación típica condicional de Brasil

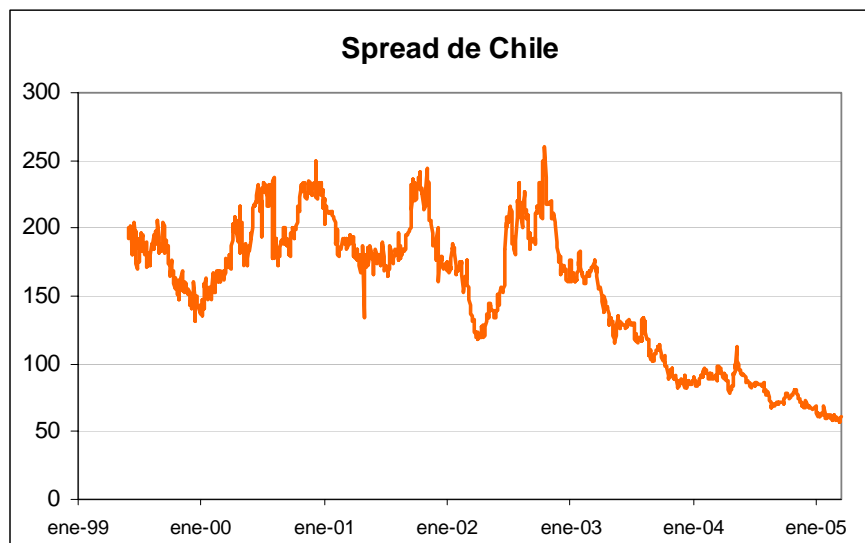


← Chile

Cuadro 3: Resultados de Chile

Periodo	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	D.T.	S	K	Observ.
28/05/1999 14/03/2005	154	167	260	57	51	-0,3	1,91	1512

Gráfico 13: *Spread* de Chile



El contraste de la existencia de raíces unitarias para la serie en nivel no rechaza la existencia de una raíz unitaria. Se han realizado los contrastes Dickey-Fuller aumentado, Phillips-Perron y KPSS, siendo coincidentes los resultados de los tres test. La serie primera diferencia del logaritmo neperiano también se ha sometido a los contrastes de raíz unitaria y los resultados señalan el rechazo a la existencia de raíz unitaria.

La presencia de efectos ARCH se ha detectado mediante un test de multiplicadores de Lagrange de Engle. Después de diversos ensayos se ha obtenido el modelo GARCH(1,1) que se presenta a continuación:

$$\Delta \ln \text{CHI}_t = \varepsilon_t \quad \varepsilon_{t/t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = 0,004 + 0,258 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,378 h_{t-1}$$

(20,35)
(16,83)
(14,55)

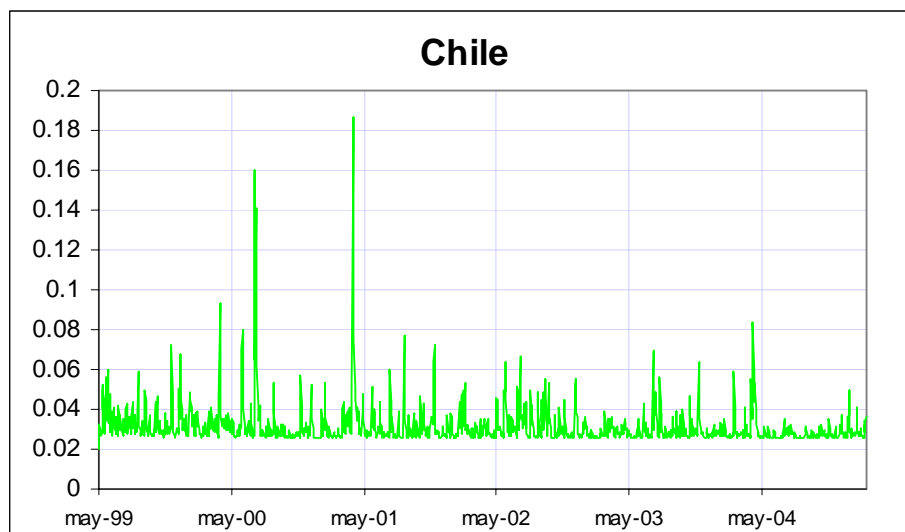
El *spread* definido por el índice EMBI de los bonos soberanos chilenos se ha denominado CHI_t . El modelo de la varianza verifica las condiciones para que la varianza esté definida,

$$\alpha_0 = 0,0004 > 0 \quad \alpha_1 = 0,258 > 0 \quad \beta_1 = 0,378 > 0$$

y la suma de los parámetros α_1 y β_1 es menor que uno, lo que implica que la varianza incondicional de la variación logarítmica del *spread* es finita, mientras que la varianza condicional evoluciona a lo largo del tiempo. El contraste de la hipótesis $H_0 : \alpha_1 + \beta_1 = 1$ se rechaza dado que el estadístico $F_{1,1508}$ alcanza el valor 272,3 con un p-valor de 0,0000.

El gráfico de la desviación típica condicional se presenta a continuación

Gráfico 14: Desviación típica condicional de Chile

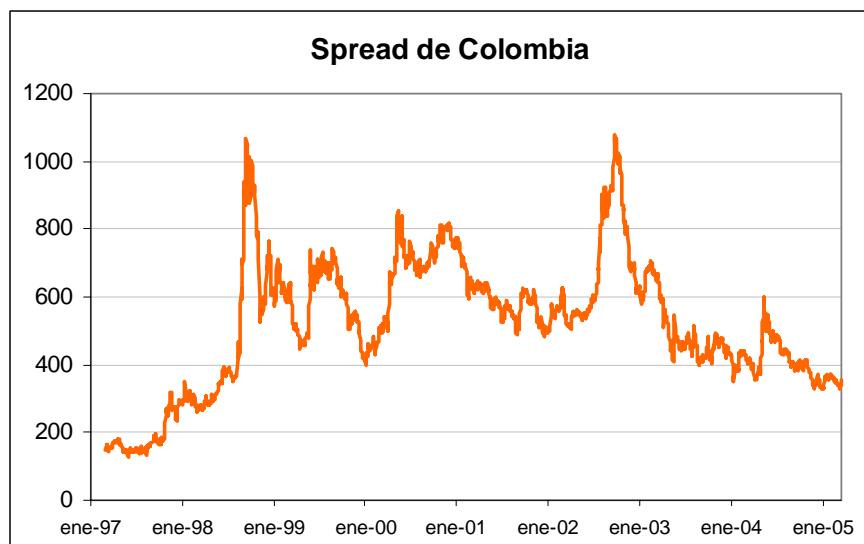


◀ Colombia

Cuadro 4: Resultados de Colombia

Período	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	D.T.	S	K	Observ.
03/03/1997 14/03/2005	519	524	1076	127	190	0,08	2,88	2097

Gráfico 15: *Spread* de Colombia



El contraste de la existencia de raíces unitarias para la serie en nivel no rechaza la existencia de una raíz unitaria. Se han realizado los contrastes Dickey-Fuller aumentado, Phillips-Perron y KPSS, siendo coincidentes los resultados de los tres test. La serie primera diferencia del logaritmo neperiano también se ha sometido a los contrastes de raíz unitaria y los resultados señalan el rechazo a la existencia de raíz unitaria.

La presencia de efectos ARCH se ha detectado mediante un test de multiplicadores de Lagrange de Engle. Después de diversos ensayos se ha obtenido el modelo GARCH(1,1) que se presenta a continuación:

$$\Delta \ln \text{COL}_t = \varepsilon_t \quad \varepsilon_{t/t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = 1,76E-05 + 0,096 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,883 h_{t-1}$$

(8,16)
(13,56)
(111,76)

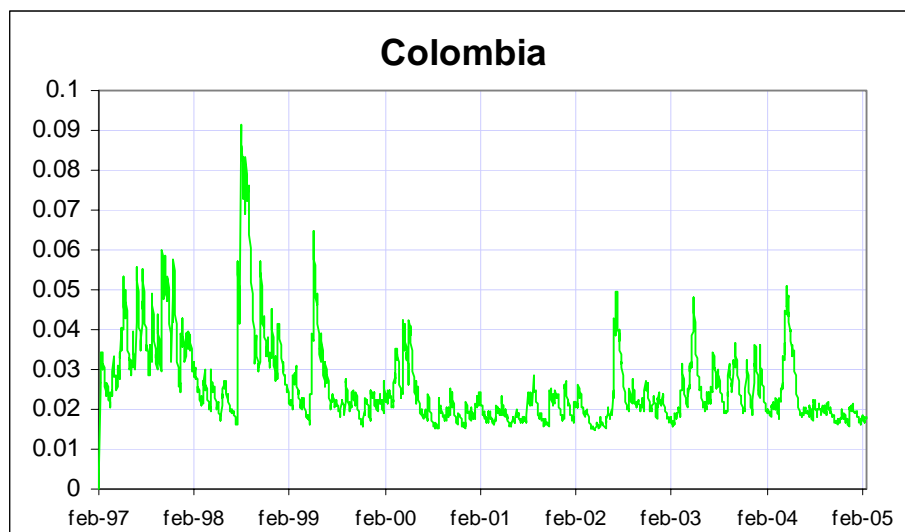
El *spread* definido por el índice EMBI de los bonos soberanos venezolanos se ha denominado COL_t . El modelo de la varianza verifica las condiciones para que la varianza esté definida,

$$\alpha_0 = 1,76E-05 > 0 \quad \alpha_1 = 0,096 > 0 \quad \beta_1 = 0,883 > 0$$

y la suma de los parámetros α_1 y β_1 es menor que uno, lo que implica que la varianza incondicional de la variación logarítmica del *spread* es finita, mientras que la varianza condicional evoluciona a lo largo del tiempo. El contraste de la hipótesis $H_0 : \alpha_1 + \beta_1 = 1$ se rechaza dado que el estadístico $F_{1,2396}$ alcanza el valor 33,3 con un p-valor de 0,0000.

El gráfico de la desviación típica condicional se presenta a continuación:

Gráfico 16: Desviación típica condicional de Colombia

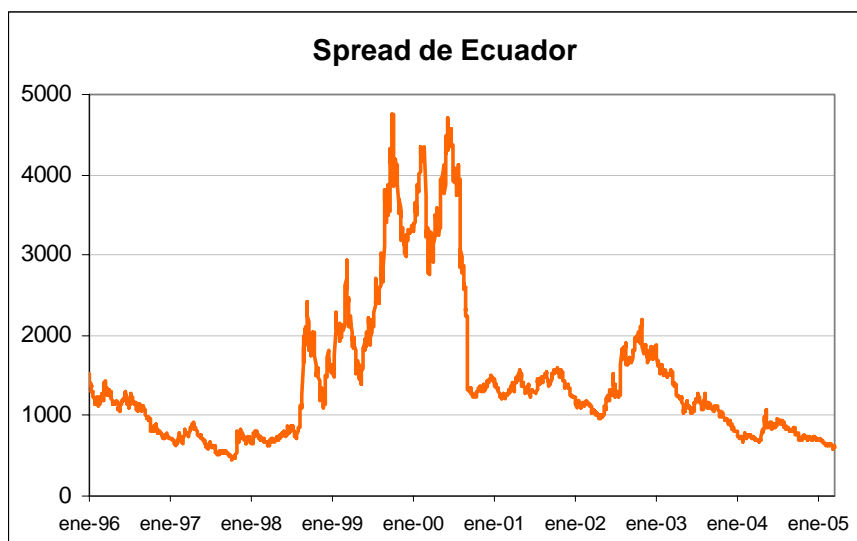


◀ Ecuador

Cuadro 5: Resultados de Ecuador

Período	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	D.T.	S	K	Observ.
01/01/1996 14/03/2005	1444	1194	4764	458	904	1,7	5,5	2401

Gráfico 17: *Spread* de Ecuador



El contraste de la existencia de raíces unitarias para la serie en nivel no rechaza la existencia de una raíz unitaria. Se han realizado los contrastes Dickey-Fuller aumentado, Phillips-Perron y KPSS, siendo coincidentes los resultados de los tres test. La serie primera diferencia del logaritmo neperiano también se ha sometido a los contrastes de raíz unitaria y los resultados señalan el rechazo a la existencia de raíz unitaria.

La presencia de efectos ARCH se ha detectado mediante un test de multiplicadores de Lagrange de Engle. Después de diversos ensayos se ha obtenido el modelo GARCH(1,1) que se presenta a continuación:

$$\Delta \ln ECU_t = -0,001585 + \varepsilon_t \quad \varepsilon_{t/t-1} \sim N(0, h_t)$$

(-3,42)

$$h_t = 1,36E-05 + 0,104 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,897 h_{t-1}$$

(11,10) (26,12) (300,88)

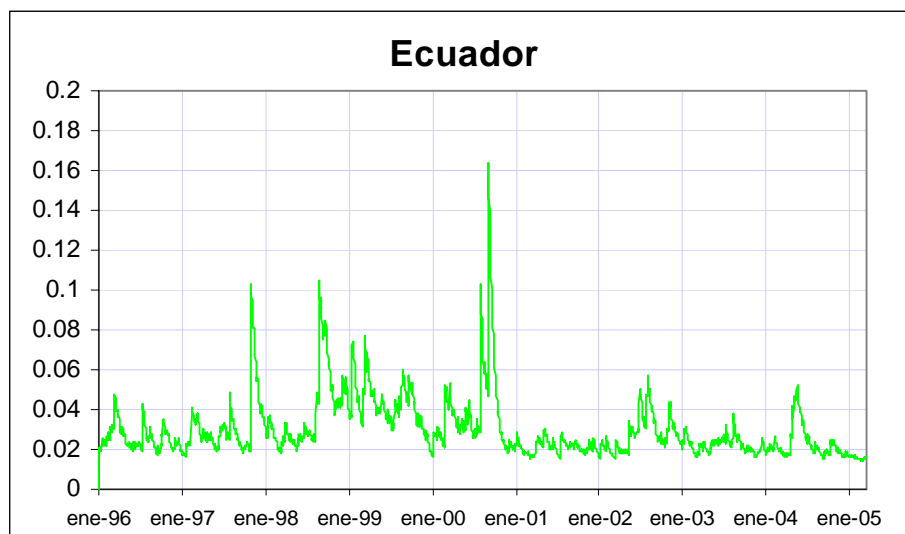
El *spread* definido por el índice EMBI de los bonos soberanos ecuatorianos se ha denominado ECU_t . El modelo de la varianza verifica las condiciones para que la varianza esté definida,

$$\alpha_0 = 1,36E-05 > 0 \quad \alpha_1 = 0,104 > 0 \quad \beta_1 = 0,897 > 0$$

y la suma de los parámetros α_1 y β_1 es menor que uno, lo que implica que la varianza incondicional de la variación logarítmica del *spread* es finita, mientras que la varianza condicional evoluciona a lo largo del tiempo. El contraste de la hipótesis $H_0 : \alpha_1 + \beta_1 = 1$ no se rechaza dado que el estadístico $F_{1,2396}$ alcanza el valor 0,266 con un p-valor de 0,60. Es el único caso de todos los modelos estimados en los que el proceso subyacente tiene una estructura IGARCH(1,1).

El gráfico de la desviación típica condicional se presenta a continuación

Gráfico 18: Desviación típica condicional de Ecuador

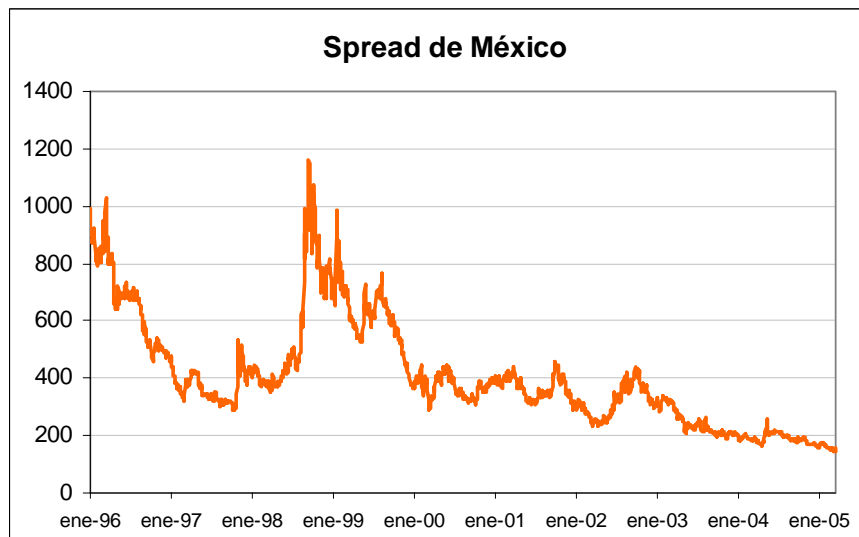


◀ México

Cuadro 6: Resultados de México

Período	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	D.T.	S	K	Observ.
01/01/1996 14/03/2005	407	369	1160	144	188	1,07	3,73	2401

Gráfico 19: *Spread* de México



El contraste de la existencia de raíces unitarias para la serie en nivel no rechaza la existencia de una raíz unitaria. Se han realizado los contrastes Dickey-Fuller aumentado, Phillips-Perron y KPSS, siendo coincidentes los resultados de los tres test. La serie primera diferencia del logaritmo neperiano también se ha sometido a los contrastes de raíz unitaria y los resultados señalan el rechazo a la existencia de raíz unitaria.

La presencia de efectos ARCH se ha detectado mediante un test de multiplicadores de Lagrange de Engle. Después de diversos ensayos se ha obtenido el modelo GARCH (1,1) que se presenta a continuación:

$$\Delta \ln \text{MEX}_t = -0,00154 + \varepsilon_t \quad \varepsilon_{t/t-1} \sim N(0, h_t)$$

(-3,154)

$$h_t = 6,45E-05 + 0,151\varepsilon_{t-1}^2 + 0,766h_{t-1}$$

(8,46) (17,52) (44,21)

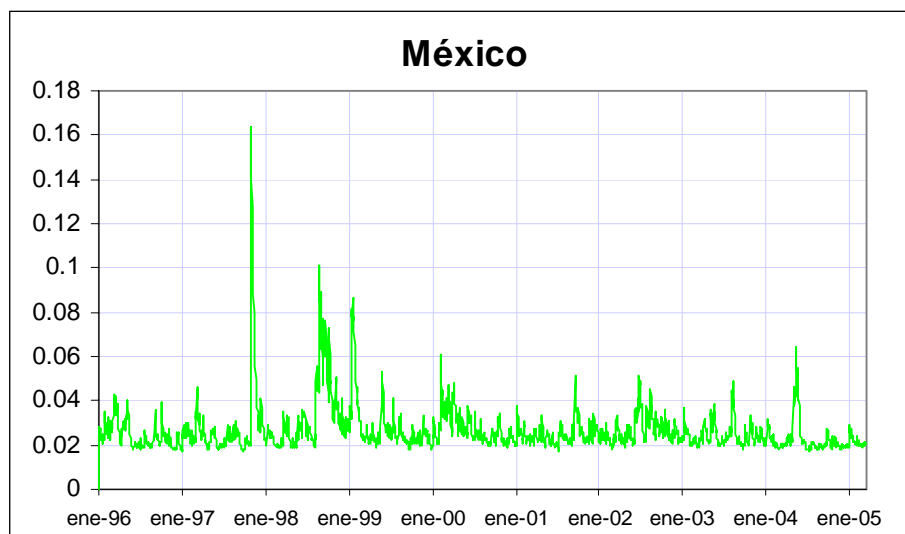
El *spread* definido por el índice EMBI de los bonos soberanos mejicanos se ha denominado MEX_t . El modelo de la varianza verifica las condiciones para que la varianza esté definida,

$$\alpha_0 = 6,45E-05 > 0 \quad \alpha_1 = 0,151 > 0 \quad \beta_1 = 0,766 > 0$$

y la suma de los parámetros α_1 y β_1 es menor que uno, lo que implica que la varianza incondicional de la variación logarítmica del *spread* es finita, mientras que la varianza condicional evoluciona a lo largo del tiempo. El contraste de la hipótesis $H_0 : \alpha_1 + \beta_1 = 1$ se rechaza dado que el estadístico $F_{1,2396}$ alcanza el valor 41,3 con un p-valor de 0,0000.

El gráfico de la desviación típica condicional se presenta a continuación

Gráfico 20: Desviación típica condicional de México

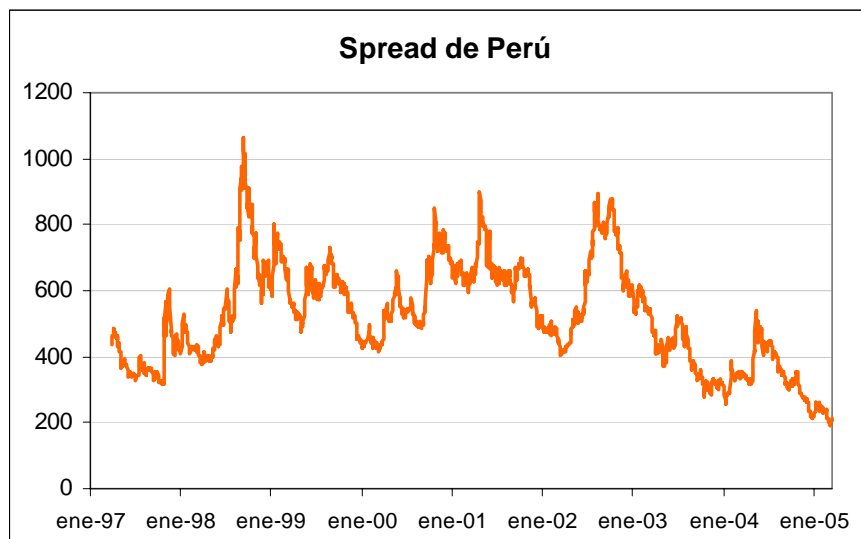


← Perú

Cuadro 7: Resultados de Perú

Período	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	D.T.	S	K	Observ.
31/03/1997 14/03/2005	520	509	1061	193	156	0,31	2,61	2076

Gráfico 21: *Spread* de Perú



El contraste de la existencia de raíces unitarias para la serie en nivel no rechaza la existencia de una raíz unitaria. Se han realizado los contrastes Dickey-Fuller aumentado, Phillips-Perron y KPSS, siendo coincidentes los resultados de los tres test. La serie primera diferencia del logaritmo neperiano también se ha sometido a los contrastes de raíz unitaria y los resultados señalan el rechazo a la existencia de raíz unitaria.

La presencia de efectos ARCH se ha detectado mediante un test de multiplicadores de Lagrange de Engle . Después de diversos ensayos se ha obtenido el modelo GARCH(1,1) que se presenta a continuación:

$$\Delta \ln \text{PER}_t = \underset{(-2,85)}{-0,001591} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_{t/t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \underset{(11,45)}{0,000108} + \underset{(12,24)}{0,163} \varepsilon_{t-1}^2 + \underset{(39,76)}{0,706} h_{t-1}$$

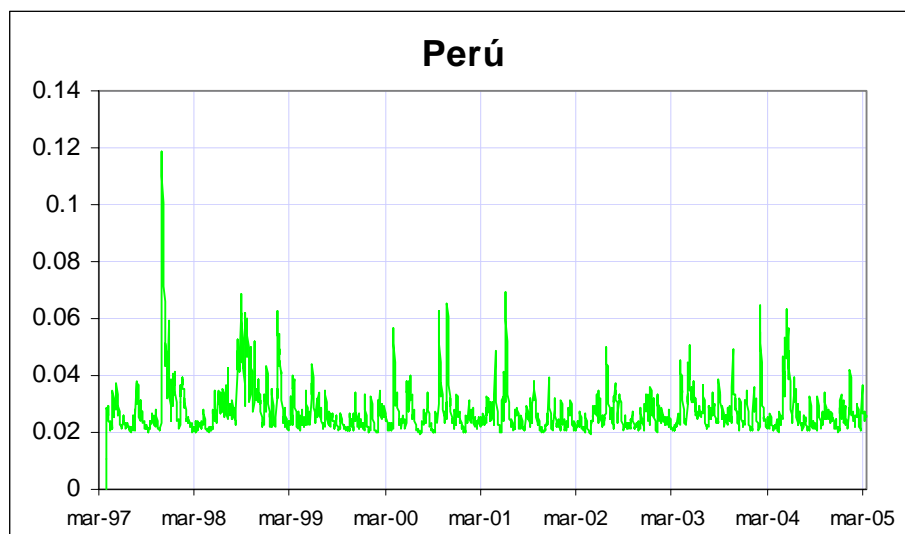
El *spread* definido por el índice EMBI de los bonos soberanos peruanos se ha denominado PER_t . El modelo de la varianza verifica las condiciones para que la varianza esté definida,

$$\alpha_0 = 0,000108 > 0 \quad \alpha_1 = 0,163 > 0 \quad \beta_1 = 0,706 > 0$$

y la suma de los parámetros α_1 y β_1 es menor que uno, lo que implica que la varianza incondicional de la variación logarítmica del *spread* es finita, mientras que la varianza condicional evoluciona a lo largo del tiempo. El contraste de la hipótesis $H_0 : \alpha_1 + \beta_1 = 1$ se rechaza dado que el estadístico $F_{1,2071}$ alcanza el valor 95,4 con un p-valor de 0,0000.

El gráfico de la desviación típica condicional se presenta a continuación

Gráfico 22: Desviación típica condicional de Perú

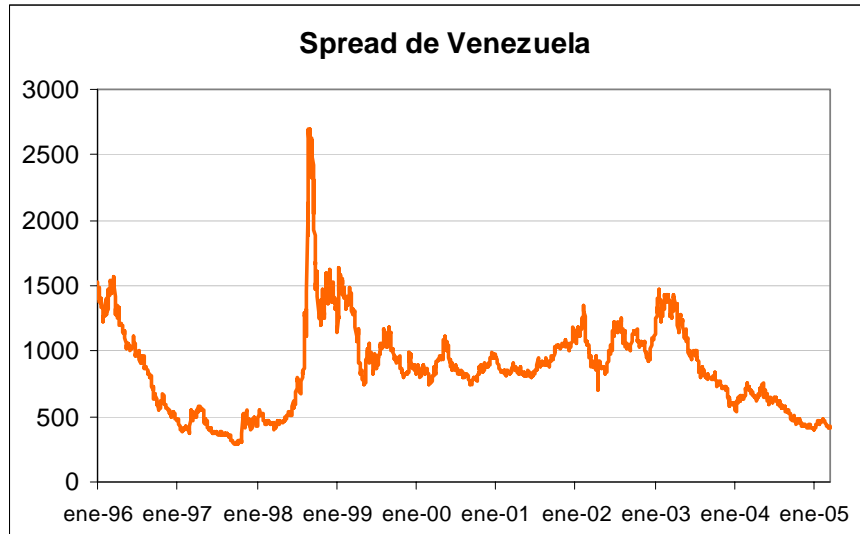


◀ *Venezuela*

Cuadro 8: Resultados de Venezuela

Período	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	D.T.	S	K	Observ.
01/01/1996 14/03/2005	861	855	2703	285	338	0,94	5,65	2401

Gráfico 23: Spread de Venezuela



El contraste de la existencia de raíces unitarias para la serie en nivel no rechaza la existencia de una raíz unitaria. Se han realizado los contrastes Dickey-Fuller aumentado, Phillips-Perron y KPSS, siendo coincidentes los resultados de los tres test. La serie primera diferencia del logaritmo neperiano también se ha sometido a los contrastes de raíz unitaria y los resultados señalan el rechazo a la existencia de raíz unitaria.

La presencia de efectos ARCH se ha detectado mediante un test de multiplicadores de Lagrange de Engle. Después de diversos ensayos se ha obtenido el modelo GARCH(1,1) que se presenta a continuación:

$$\Delta \ln \text{VEN}_t = -0,001307 + \varepsilon_t \quad \varepsilon_{t/t-1} \sim N(0, h_t)$$

(-3,096)

$$h_t = 3,88E-05 + 0,186 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,773 h_{t-1}$$

(7,76) (18,69) (50,72)

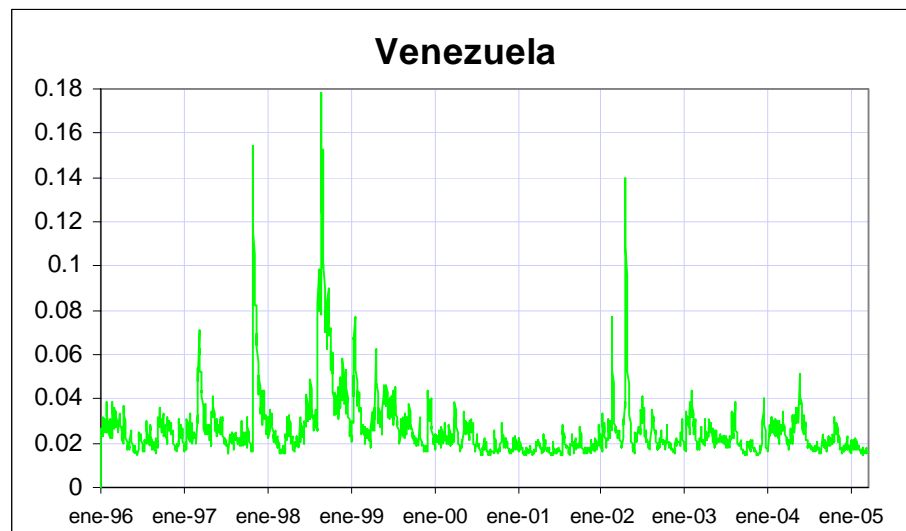
El *spread* definido por el índice EMBI de los bonos soberanos venezolanos se ha denominado VEN_t . El modelo de la varianza verifica las condiciones para que la varianza esté definida,

$$\alpha_0 = 3,88E - 05 > 0 \quad \alpha_1 = 0,186 > 0 \quad \beta_1 = 0,773 > 0$$

y la suma de los parámetros α_1 y β_1 es menor que uno, lo que implica que la varianza incondicional de la variación logarítmica del *spread* es finita, mientras que la varianza condicional evoluciona a lo largo del tiempo. El contraste de la hipótesis $H_0 : \alpha_1 + \beta_1 = 1$ se rechaza dado que el estadístico $F_{1,2396}$ alcanza el valor 18,6 con un p-valor de 0,0000.

El gráfico de la desviación típica condicional se presenta a continuación:

Gráfico 24: Desviación típica condicional de Venezuela

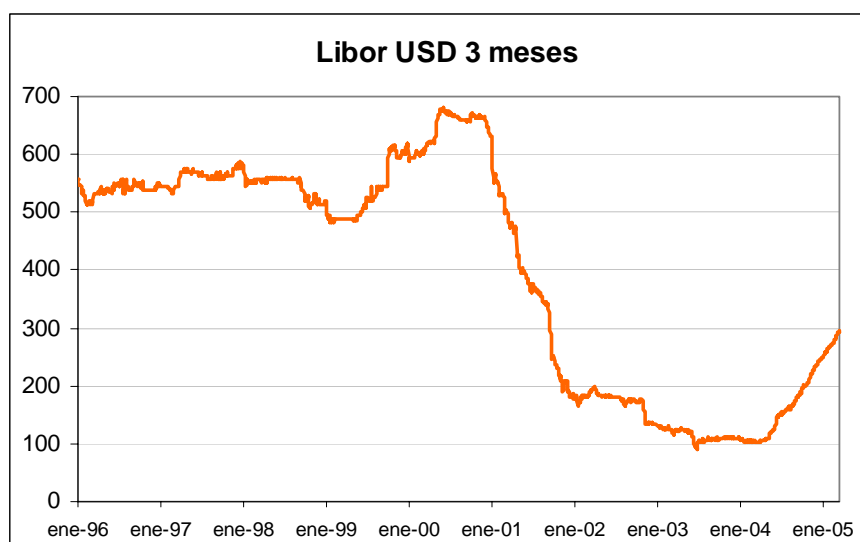


◀ *Libor dólar tres meses*

Cuadro 9: Resultados de Libor USD 3 meses

Período	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	D.T.	S	K	Observ.
01/01/1996 14/03/2005	400,5	513	681	90	198	0,36	1,4	2401

Gráfico 25: LIBOR DÓLAR TRES MESES



El contraste de la existencia de raíces unitarias para la serie en nivel no rechaza la existencia de una raíz unitaria. Se han realizado los contrastes Dickey-Fuller aumentado, Phillips-Perron y KPSS, siendo coincidentes los resultados de los tres test. La serie primera diferencia del logaritmo neperiano también se ha sometido a los contrastes de raíz unitaria y los resultados señalan el rechazo a la existencia de raíz unitaria.

La presencia de efectos ARCH se ha detectado mediante un test de multiplicadores de Lagrange de Engle. Después de diversos ensayos se ha obtenido el modelo GARCH(1,1) que se presenta a continuación:

$$\Delta \ln \text{LIB}_t = \varepsilon_t \quad \varepsilon_{t/t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = 9,44E-06 + 0,269 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,705 h_{t-1}$$

(34,55)
(27,18)
(87,51)

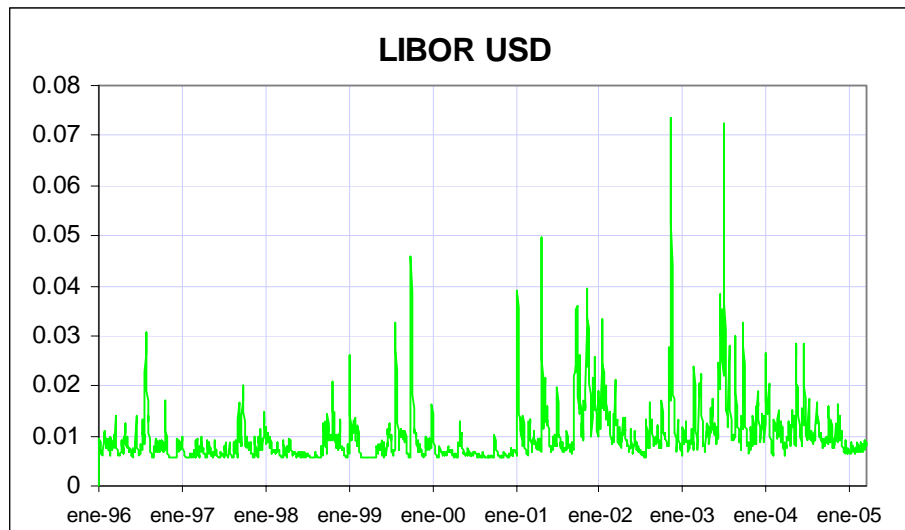
El tipo de interés LIBOR tres meses se ha denominado LIB_t . El modelo de la varianza verifica las condiciones para que la varianza esté definida,

$$\alpha_0 = 9,44E-06 > 0 \quad \alpha_1 = 0,269 > 0 \quad \beta_1 = 0,705 > 0$$

y la suma de los parámetros α_1 y β_1 es menor que uno, lo que implica que la varianza incondicional de la variación logarítmica del *spread* es finita, mientras que la varianza condicional evoluciona a lo largo del tiempo. El contraste de la hipótesis $H_0 : \alpha_1 + \beta_1 = 1$ se rechaza dado que el estadístico $F_{1,2396}$ alcanza el valor 31,53 con un p-valor de 0,0000.

El gráfico de la desviación típica condicional se presenta a continuación

Gráfico 26: Desviación típica condicional de Libor dólar 3 meses



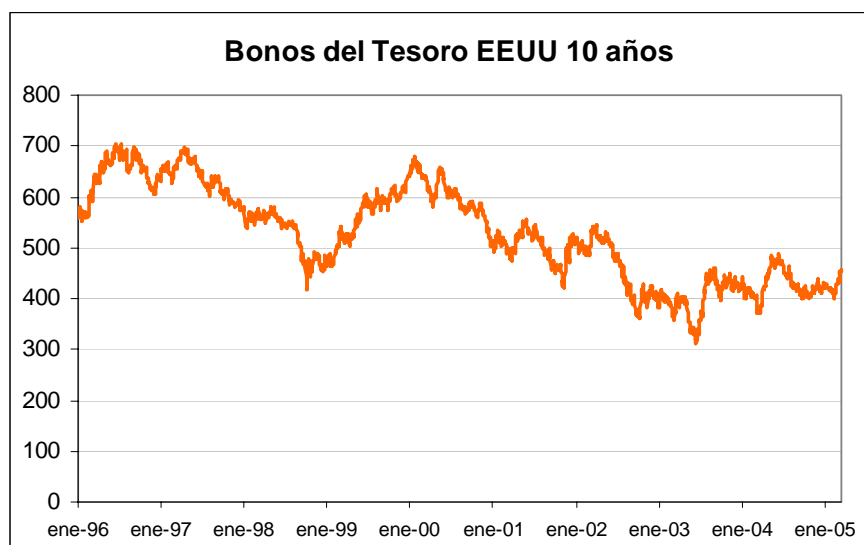
◀ *Tipo de interés de los bonos del Tesoro de Estados Unidos a diez años de plazo residual*

El contraste de la existencia de raíces unitarias para la serie en nivel no rechaza la existencia de una raíz unitaria. Se han realizado los contrastes Dickey-Fuller aumentado, Phillips-Perron y KPSS, siendo coincidentes los resultados de los tres test. La serie primera diferencia del logaritmo neperiano también se ha sometido a los contrastes de raíz unitaria y los resultados señalan el rechazo a la existencia de raíz unitaria.

Cuadro 10: Resultados de Tipo USD 10 años

Período	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	D.T.	S	K	Observ.
01/01/1996 14/03/2005	5271	5275	706	313	93	-0,02	1,91	2401

Gráfico 27: Bonos del Tesoro de EEUU a 10 años



La presencia de efectos ARCH se ha detectado mediante un test de multiplicadores de Lagrange de Engle(1982). Después de diversos ensayos se ha obtenido el modelo GARCH(1,1) que se presenta a continuación:

$$\Delta \ln R10_t = \varepsilon_t \quad \varepsilon_{t/t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = 1,34E-05 + 0,046\varepsilon_{t-1}^2 + 0,945h_{t-1}$$

(4,39)
(9,18)
(164,58)

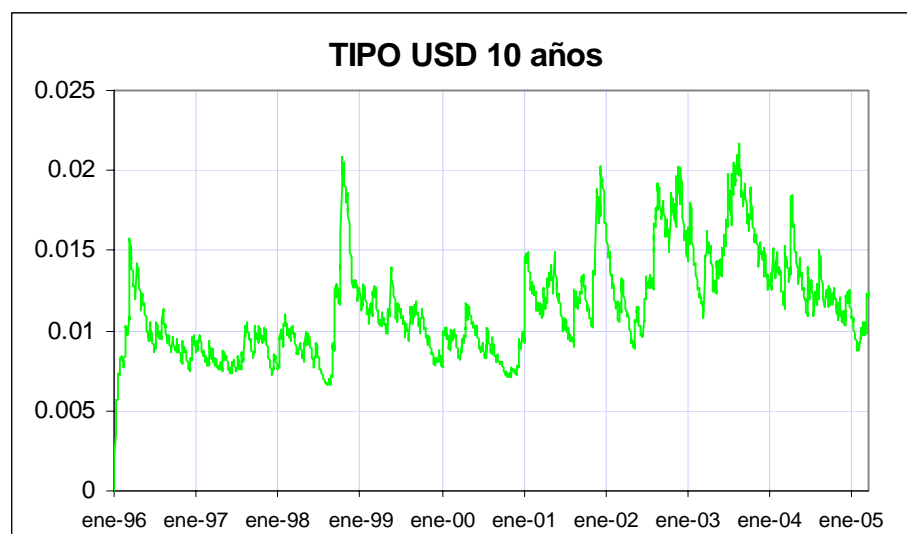
El tipo de interés (tasa interna de rentabilidad o rentabilidad al vencimiento) de los bonos del Tesoro de Estados Unidos con plazo residual diez años se ha denominado $R10_t$. El modelo de la varianza verifica las condiciones para que la varianza esté definida,

$$\alpha_0 = 1,34E-06 > 0 \quad \alpha_1 = 0,046 > 0 \quad \beta_1 = 0,945 > 0$$

y la suma de los parámetros α_1 y β_1 es menor que uno, lo que implica que la varianza incondicional de la variación logarítmica del *spread* es finita, mientras que la varianza condicional evoluciona a lo largo del tiempo. El contraste de la hipótesis $H_0 : \alpha_1 + \beta_1 = 1$ se rechaza dado que el estadístico $F_{1,2396}$ alcanza el valor 9,30 con un p-valor de 0,0023.

El gráfico de la desviación típica condicional se presenta a continuación

Gráfico 28: Desviación típica cond. del bono del Tesoro de EEUU a 10 años



5.- Relaciones entre el spread y los tipos de interés libre de riesgo

No existe evidencia de relación entre la variación del tipo de interés LIBOR tres meses, dólar de Estados Unidos, y la variación del spread de los títulos de deuda de la muestra. La relación que se ha contrastado es lineal con la perturbación heterocedástica y para valores contemporáneos y retardados del tipo de interés. Por el contrario si se detecta una relación significativa entre la variación del tipo de interés al vencimiento del bono del Tesoro de Estados Unidos a 10 años de plazo, retardada un período, y la variación del spread en los casos de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Venezuela.

La especificación general del modelo es

$$\Delta S_t = \alpha + \sum_{i=0}^n \beta_i \Delta r_{t-i} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, h_t) \quad h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i h_{t-i}$$

Los resultados de la estimación se presentan a continuación:

❖ Argentina

$$\Delta S_t = -0,97 + 17,22 \Delta r_{t-1} + \varepsilon_t$$

(-2,96) (3,17)

$$h_t = 31,32 + 0,44 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,095 \varepsilon_{t-2}^2 + 0,261 \varepsilon_{t-3}^2 + 0,172 h_{t-1} - 0,401 h_{t-2} + 0,537 h_{t-3}$$

(10,75) (22,90) (2,84) (7,59) (4,26) (-9,15) (21,43)

❖ Brasil

$$\Delta S_t = -1,073 + 14,04 \Delta r_{t-1} + \varepsilon_t$$

(-3,86) (3,39)

$$h_t = 11,38 + 0,22 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,21 \varepsilon_{t-2}^2 - 0,18 h_{t-1} + 0,781 h_{t-2}$$

(10,39) (25,39) (10,67) (-2,35) (12,98)

❖ Colombia

$$\Delta s_t = 5,95 \Delta r_{t-1} + \varepsilon_t$$

(1,58)

$$h_t = 0,12 + 0,14 \varepsilon_{t-1}^2 - 0,13 \varepsilon_{t-2}^2 + 1,80 2h_{t-1} - 0,80 1h_{t-2}$$

(5,80) (17,21) (-15,81) (632,6) (-266,2)

❖ México

$$\Delta s_t = -0,34 + 10,71 \Delta r_{t-1} + \varepsilon_t$$

(2,55) (4,29)

$$h_t = 0,88 + 0,18 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,85 2h_{t-1}$$

(6,38) (28,70) (150,34)

❖ Venezuela

$$\Delta s_t = -1,17 + 8,09 \Delta r_{t-1} + \varepsilon_t$$

(-4,11) (1,66)

$$h_t = 17,45 + 0,21 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,24 \varepsilon_{t-2}^2 - 0,12 h_{t-1} + 0,70 1h_{t-2}$$

(10,16) (17,41) (21,69) (-3,94) (27,00)

6.- Conclusiones

El coste de las emisiones de deuda pública depende de la valoración de los inversores del riesgo de crédito de las emisiones que puede observarse a partir del diferencial o *spread* de tipo de interés sobre el tipo libre de riesgo. El *spread* serviría como índice de la calidad crediticia del emisor o, incluso, del país de tal modo que en ocasiones se habla del *spread* como indicador del "*riesgo país*".

Cuando un gobierno quiere financiarse por medio de una emisión de deuda en mercados internacionales necesita ser evaluado por las agencias de calificación para que los inversores puedan saber en qué condiciones de riesgo se encuentra la emisión y si les interesan las condiciones la misma. Las agencias calificadoras asignan un *rating* o calificación crediticia a las emisiones soberanas (y corporativas) y éste constituye el punto de partida en el coste que tendrán que asumir los emisores por la financiación.

Sin embargo, el *rating* no es suficiente para explicar el comportamiento del *spread*. Durante períodos relativamente largos de tiempo el *rating* no varía mientras el *spread* sufre variaciones que pueden considerarse relevantes. El *spread* presenta una mayor variabilidad que el *rating* por lo que no es razonable esperar que las mismas variables que están correlacionadas con el *rating* lo estén de la misma forma con el *spread*.

En principio, hay una relación observable entre *rating* y *spread* en la medida en que los países con mejor calificación de *rating* se financian con un *spread* más bajo y viceversa. El *rating* permite clasificar en relación con el coste de la deuda en casos claramente distantes en su fortaleza financiera, características económicas, impago anterior, etc. pero no es un índice preciso de clasificación o instrumento de discriminación cuando los *rating* son cercanos. De este modo, es posible que dos países con el mismo *rating* tengan *spread* muy diferentes o que un soberano con una calificación crediticia más riesgosa tenga un *spread* inferior a otro con una calificación inmediatamente superior.

La búsqueda de los determinantes de los *spreads* soberanos se complementa con el análisis de la volatilidad. La existencia de datos diarios permite investigar el comportamiento de los *spreads* mediante modelos de volatilidad que capturan las características principales del proceso estocástico subyacente, sensibles a acontecimientos singulares como procesos electorales, contagios, noticias, y que serían difíciles de captar con datos de otra frecuencia.

El *spread* presenta mayor volatilidad que la mayoría de las variables fundamentales que se ha demostrado que tienen una estrecha relación con el *rating* por lo que se ha considerado interesante el análisis de la volatilidad de los *spread* a partir de modelos que son tradicionales en la investigación de este fenómeno en la literatura académica.

Los *spreads* presentan claramente un comportamiento heterocedástico vinculado a hechos singulares de raíz política, contagio financiero y choques macroeconómicos de carácter puntual.

También se ha observado una volatilidad mayor de los *spreads* que la de las variables fundamentales. Por otra parte, no existe evidencia de la relación entre la variación de los *spreads* y la variación del tipo de interés LIBOR dólar a un plazo de tres meses.

Sin embargo, si se ha observado la existencia de evidencia de la relación entre la variación del *spread* y la variación retardada un período del tipo de interés de los bonos del Tesoro a 10 años de plazo.

BIBLIOGRAFÍA

Beck, R. (2001). "Do Country Fundamentals Explain Emerging Market Bond Spreads?" *CFS Working Paper*, 2001/02, 1-32.

Bliss, R. (1997): "Testing term structure estimation methods," *Advances in Futures and Options Research*, 9, 197-231.

Borio, C and Packer, F. (2004): "Assessing new perspectives on country risk". *BIS Quarterly Review*, December 2004.

Cantor, R. and Packer, F. (1996). "Determinants and Impact of Sovereign Credit Ratings," *FRBN (Federal Reserve Bank of New York) Economic Policy Review*, 37-53

Collin-Dufresne, P., Goldstein R. S., and Martin, J. S. (2000): "The Determinants of Credit Spread Changes," Working Paper.

Duffie, D., and K. J. Singleton (1999) "Modelling term structures of Defaultable Bonds," *Review of Financial Studies*, 12, 687-720.

Duffie, D., L. H. Pedersen, and K. J. Singleton (2000) "Modelling Sovereign Yield Spreads: A Case Study of Russian Debt," Working Paper.

Edwards, S. (1984). "LDC Foreign Borrowing and Default Risk: an Empirical Investigation, 1976-1980," *American Economic Review*, 74, 4, 726-734.

Edwards, S. (1985). "The Pricing of Bonds and Bank Loans in International Markets: and Empirical Analysis of Developing Countries' Foreign Borrowing." *NBER Working paper*, 1689, 1-39.

Eichengreen, B. and Mody, A. (1998): What Explains Changing Spreads on Emerging -Market Debt, *NBER Working Paper* No. 6408.

Eichengreen, B. y A. Mody. (2000), "Would Collective Action Clauses Raise Borrowing Costs?" National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 7458.

Engel, C. (1996). "The Forward Discount Anomaly and The Risk Premium: A Survey of Recent Evidence," *Journal of Empirical Finance*, 3, 123-191.

Engle, R.F. (ed.) (1995): *ARCH, Selected Readings*. Oxford University.

Ferrucci, G. (2003). "Empirical Determinants of Emerging Market Economies' Sovereign Bond Spreads," *Bank of England Working paper*, 205, 1-34,

Fiess, N. (2003). "Capital Flows, Country Risk, and Contagion," *Policy Research Working paper - World Bank*, 2943, 1-28.

- Gibson, R., and Sundaresan, S.M. (1999) "A Model of Sovereign Borrowing and Sovereign Yield Spreads," *PaineWebber Working Paper Series at Columbia University*, (EFA 0044).
- Granger, C. W. J. (2002). "Some Comments on Risk," *Journal of Applied Econometrics*, 17, 447-456.
- Gruber, M. J., D. Agrawal, and C. Mann (2001): "Explaining the Rate Spread on Corporate Bonds," *Journal of Finance*, 56(1), 247-277.
- Hurt, L., and A. Felsovalyi (1998) "Measuring Loss on Latin American Defaulted Bank Loans: A 27-year Study of 27 Countries," *Journal of Lending and Credit Risk Management*.
- Kamin, S. B. and Kleist, K. (1999). "The Evolution and Determinants of Emerging Market Credit Spreads in the 1990s," *International Finance Working Paper*, 653, 1-45
- Kulatilaka, N., and A. J. Marcus, 1987, "A model of strategic default of sovereign debt," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 11, 483-498.
- Leland, H. (1994): "Risky Debt, Bond Covenants and Optimal Capital Structure," *Journal of Finance*, 49, 1213-1252.
- Leland, H. E., and K. B. Toft (1996): "Optimal capital structure, endogenous bankruptcy, and the term structure of credit spreads," *Journal of Finance*, 51(3), 987-1019.
- Longstaff, F., and E. Schwartz (1995): "A simple approach to valuing risky fixed and floating rate debt," *Journal of Finance*, 50(3), 789-819.
- Merton, R. (1974): "On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates," *Journal of Finance*, 29(2), 449-469.
- Min, H.G. (1998). "Determinants of Emerging Market Bond Spreads: Do Economic Fundamentals Matter?," *World Bank, Policy Research Working Paper*, 1899, The World Bank.
- Suoza, N.F. (2004): "Sovereign Risk in Developing Countries". Working Paper UCLA, April 2004.
- Standard & Poor's (2006) "Sovereign Ratings History Since 1975".
- Vilariño, A. (2000): *Turbulencias financieras y riesgos de mercado*. Prentice Hall, Octubre 2000.
- Westphalen (2001): "The Determinants of Sovereign Bond Credit Spreads Changes" Working Paper, École de HEC, Université de Lausanne